Unemployment and Labour Force Attachment:

A Study of Canadian Experience 1997-1999

Stephen R.G. Jones

McMaster University

and

W. Craig Riddell*

University of British Columbia

September 1999

Background paper prepared for Statistics Canada

*We thank Lynda Gagne for excellent research assistance and Ian Macredie and Deborah Sunter for comments on an earlier version of this report

The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect the views of Statistics Canada.

100-07204/

I. Introduction

This report has two objectives: (i) to summarize the approach, methodology and results of our recent research into the labour market behaviour of persons with varying degrees of attachment to the labour market and (ii) to apply this approach to new data from the revised Labour Force Survey (LFS). The general approach builds closely on our earlier published work (Jones & Riddell 1998, 1999), which in turn has a foundation in earlier research by Flinn & Heckman (1983). In essence, the approach employs data on *behavioural outcomes*—such as whether a person will be employed in the future—as a way of testing the meaningfulness of different labour force related variables. In particular, it allows us to rank various groups within the population of persons not in the labour force in terms of their behavioural similarity to the unemployed.

The unemployment rate and labour force participation rate are widely used measures of labour force activity. Both are based on separating the non-employed into two groups: unemployed and non-participants. The reason for doing so is that the non-employed are very heterogeneous, with some having a strong attachment to the labour force and others having little or no labour force attachment. The conventional criteria for making this distinction are "availability for work" and "job search." Those who are available and looking for work are classified as unemployed (U) and the remainder are classified as out-of-the-labour force (O).

This method of classifying activities has proven useful for monitoring and analysing economic and labour market developments. Nonetheless, it is also generally recognized that the behaviour of individuals is very diverse, and it is unlikely that any simple categorization into two labour force states will adequately capture this diversity.

As a consequence, there may be disagreement about how best to distinguish between unemployment and non-participation. As a result of this disagreement, there is a need for additional measures of labour force status so that the diversity can be more clearly expressed.

The difficulties are associated with the "grey areas" that inevitably arise in making a sharp distinction between unemployment and out-of-the-labour force. Within each of these groups there may be significant heterogeneity. That is, some of the unemployed may be more eager to find work than are others. Similarly, some of those classified as non-participants may have a stronger attachment to the work force than have others. Because of these difficulties, countries may differ in how they implement broad concepts such as availability for work and job search. There may also be changes over time within a country in the definitions used.

Several examples illustrate these differences. The United States requires "active job search" for classification as unemployed whereas in Canada and most other OECD countries any job search method – including only "passive search methods" – is sufficient. Another example is that of "discouraged workers" – those who state that they want work but are not searching because they believe that no work is available. Discouraged workers were, at least in principle, included among the unemployed in Canada prior to 1975 and in the United States prior to 1967 but now are classified as out-of-the-labour force.[1] The treatment of full-time and part-time students is another area in which different countries have adopted different procedures. (See Statistics Canada, 1998, for details on current differences between Canada and the United States.)

[1] In practice, in both countries it is unclear to what extent discouraged workers were included among the unemployed.

The conventional approach to these difficult measurement issues has been to employ a priori reasoning about appropriate definitions together with the self-reported behaviour of survey respondents. For example, most countries use job search rather than a weaker criterion such as the expressed desire for work on the basis that those who are looking for work are displaying by their behaviour their strong attachment to the labour force. Those who say they want work but are not searching are not providing enough evidence of their labour force attachment to warrant their being classified as unemployed. According to this reasoning, "discouraged workers" are more appropriately classified as non-participants than as unemployed.

The same kind of reasoning is used to justify the requirement of "active job search" for measurement as unemployed, and thereby treating those using only "passive search" – such as "looking at job ads" – as non-participants. According to this perspective, why should we consider someone who only looked at ads to be serious enough about finding work to be treated as unemployed?

The conventional approach has important advantages. The classifications are based on observable activities and are for the most part consistent across countries and over time. As a consequence of the desire for data that yields internationally comparable estimates, this method of measuring labour force activities has become widely used, including in recent years adoption in many European countries that previously relied on administrative data on unemployment benefit programs for these purposes.

In this paper we supplement the a priori classification of labour force status with information about behavioural outcomes. We classify individuals in the same labour force state if they display equivalent behaviour in terms of their subsequent labour force

status. For example, we may regard two groups as being equally attached to the labour force if they are equally likely to be employed in a subsequent period. This method thus involves examining the labour force transition behaviour of various subsets of the unemployed and non-participants.

This type of evidence can be used to identify groups that deserve consideration for inclusion in supplementary measures of unemployment, the principal focus of this report. In particular, some subsets of those classified as out-of-the-labour force may display transition behaviour that is closer to that of the unemployed than is the case for other non-participants. In these circumstances, those groups whose behaviour is closest to the unemployed are, according to this approach, better candidates for inclusion in any supplementary measures of unemployment than those groups whose transition behaviour is less similar to the unemployed.

Our first research in this area used data from the Survey of Job Opportunities (SJO) over the period 1979-92. The SJO, carried out in March of most years during this period, asks the non-employed who are not looking for work whether they want work and, if so, their reasons for not searching. We refer to those who state that they desire work as "marginally attached" and the remainder as "non-attached". This corresponds to separating the out-of-the-labour force category (O) into two subsets – marginal attachment (M) and non-attachment (N). By linking data from the March SJO to the subsequent month's LFS, the labour force transition behaviour of the unemployed (U), marginally attached (M) and non-attached (N) can be compared.

This methodology can also be applied to heterogeneity within the unemployment category. For example, the transition behaviour of "active" and "passive" job searchers

can be compared, and both can be compared to that of the marginally attached as well as to other subsets of the non-participant category.

This general approach seems to be a promising method for bringing evidence to bear on the difficult questions of how best to measure unemployment and labour force participation and on the related questions of how best to design supplementary measures of unemployment. We do not claim that these issues can be resolved on the basis of this type of evidence alone. However, we do believe that this approach can help make more informed decisions on these important issues.

In this paper, the results are based on Labour Force Survey data for the period January 1997- April 1999. The LFS recently underwent a major revision, with the new survey in place since January 1997. Because of the changes to the questionnaire, it is worth investigating whether the findings of our previous research with the SJO (a supplement to the LFS) continue to hold with the revised survey. In addition, seasonal factors may play an important role in the determination of labour market activity and status, and seasonality has necessarily beyond the scope of our earlier work that relied on SJOs that were almost all held in March each year. The new LFS provides monthly information on the desire for work among non-searchers, as well as reasons for not searching. Thus there is richer information on the marginal attachment group than was previously available.

The report is structured as follows. The next section provides a more detailed explanation of the methodology. Remaining sections provide evidence on labour force transitions of various subsets of the non-employed. First we examine the behaviour of the three groups discussed above: unemployed, marginally attached, and non-attached.

This is followed by an investigation of heterogeneity within the unemployed category. Differences among temporary layoffs, future job starts, and job searchers are first examined. A subsequent section assesses differences among job seekers by methods used for job search, including "active" and "passive" methods.

The remainder of the report examines heterogeneity among those classified as out-of-the-labour force. Differences within the marginal attachment category are examined, according to their stated reasons for not searching for work. This includes an analysis of discouraged workers. The next section then analyses differences within the non-attached category, in particular between "long term future job starts" and the remainder of the non-attached. The penultimate section presents more formal results on our various tests of equivalence, tests that largely confirm the evidence presented in the earlier sections. The final section summarizes our conclusions.

II. Methodological Overview

The methodology of this research can be summarized in the context of a Markov model of labour market states and transitions. Suppose, for instance, that we envisage the existence of four distinct labour market states: employment E, unemployment U, marginal attachment M and not-attached to the labour force N. The states E and U use conventional definitions, while M and N are obtained by dividing non-participants into two subsets, M and N (i.e., the out-of-the-labour-force group O = M + N). M and N can be defined in various ways. One approach we have employed in earlier work is to think of the marginal attachment group M as comprised of persons who, although not currently searching for a job (and hence not classified as unemployed), report that they "want a

job." If we then examine the probability of moving, from one month to the next, from one such state to another, the Markov restriction means that this probability is completely determined by the current labour market state. (This rules out, therefore, situations where the transition probability depends on how long a person has remained in a given state.)

Given this Markov structure, an assessment of whether two labour market states are behaviourally equivalent amounts to testing whether the transition probabilities out of the two states are equal, either unconditionally or conditional on a set of observable explanatory variables. For example, denoting the month-to-month transition probability from M to E as pME, and analogously for other states, a test of the equivalence of M and N amounts to testing whether the conditions

$$pME = pNE \qquad (1a)$$

$$pMU = pNU \qquad (1b)$$

jointly hold in the data. If this example were true, this would imply that there was no significant difference between M and N from this behavioural, forward-looking standpoint, and the usual breakdown of labour market activity into three states, E, U and O, would be appropriate, where O represents out of the labour force and amounts to the sum of M and N.

Similarly, a test of the equivalence of U and M involves testing whether the conditions

$$pUE = pME \qquad (2a)$$

$$pUN = pMN \qquad (2b)$$

jointly hold. If these restrictions hold, there is no significant behavioural difference between those who are searching for work and those who want a job but are not

searching. In these circumstances this methodology would imply that the measurement of unemployment should be based on the desire for work rather than on job search.

Of course, it is possible that both pairs of restrictions [1a and 1b and 2a and 2b] are rejected by the data. In these circumstances, U and M are distinct states in terms of labour market transition behaviour and similarly M and N are distinct states. In this case, it may be possible to order the states in terms of their degree of labour force attachment. For example, we may find (as was the case in our earlier research – see Jones and Riddell, 1999) that pUE > pME > pNE and pUU > pMU > pNU and pUO < pMO < pNO.[2] Thus M is an intermediate state between U and N in that the marginally attached are more likely to obtain employment than the not attached but less likely to obtain employment than their attached counterparts, while the probability of labour force withdrawal is least for the unemployed and greatest for the not attached. Such a finding would indicate that the marginally attached are distinct from the unemployed but nonetheless are closer to the unemployed in terms of their degree of labour force attachment than are the not attached. If these results are obtained, the M group would be a better choice than the N group for any supplementary measures of unemployment.

Analogous to this example, our procedures permit testing of equivalence for a variety of states, including sub-categories of the unemployed (e.g., according to different job search methods) and sub-categories of the marginally attached group (e.g., according to the reason specified for "not searching" for a job). In addition, it is possible to estimate models of the determinants of these transition probabilities and to test whether the same

[2] In our earlier research we were able to observe 4 states (E,U,M,N) in the origin month and 3 states (E,U,O) in the destination month. In this paper we can observe all 4 states in both months so that the latter inequality would be pUN < pMN < pNN.

estimated model holds for two different origin states, thereby testing the framework conditional on this model structure and the associated set of explanatory variables.

Finally, one can also investigate the structure of transition probabilities over a longer time frame. We have addressed this in two ways. First, we examine the hazards into employment at each of months 3, 4, 5, and 6 after the survey date (supplementing the study of employment at month 2 reported so far). To give an example, we look at the transition probability of being, say, employed in month 4 given the reported status in month 1 (and disregarding whatever happens in any intervening months). As noted below in the discussion of data, we must contend with smaller sample sizes at these longer horizons owing to the rotation group structure of the LFS. Second, we also examine the hazard into employment in *any* subsequent month covered by the survey. The former method—based on observation at one particular point in time—is the closer analogue to the LFS employment in a reference week, although it may be informative to consider both approaches. Since these results turn out to be voluminous and, by and large, consistent with the results using the initial month-to-month approach, we summarize the key findings in the text but omit the detailed tabular and graphical evidence.

III. Data Overview

The data we employ are drawn from recent Labour Force Surveys (LFS) and cover the period January 1997 to April 1999. Thus, we are using the "new" LFS which includes, among other things, detailed questions each month that permit analysis with a

fine degree of gradation of the labour force status of the non-employed.[3] The outcome-based behavioural approach we adopt means that we must use linked records, so that we can match up an individual's survey response in one month to that individual's labour market outcomes in subsequent months. This linkage utilizes the rotation group structure of the LFS whereby respondents remain in the frame for six consecutive months. Hence, 5/6ths of the sample in any month can be matched to the same individuals in the next month. Correspondingly, for 4/6ths of the sample, the match can go out two months from the starting month, and so on. In the sixth month after a given month, 1/6th of the original sample will still be covered by the LFS.

In this context, we should note that the present data are superior to those used in our earlier research, chiefly because the same questions on labour force status are available in each month under study. In contrast, in our earlier work with the Survey of Job Opportunities (SJO) matched to the subsequent LFS, using the pre-1997 design of the LFS, we had different information available for the origin states (from the SJO) than for the destination states (from the LFS). This led to some econometric limitations and to some hypotheses of interest not being testable with those data. Happily, the structure of the LFS since January 1997 permits the identification of these finer gradations of labour market status in every month surveyed, and as a consequence the results reported here are clearer and more reliable.

[3] For a description of the LFS and the 1997 version of the survey questionnaire, see the *Guide to the Labour Force Survey* (catalogue no. 71-543-GIF) on the Statistics Canada web site at http:www.statcan.ca/english/concepts/labour/index.htm.

IV. Empirical Results

We report first on the basic patterns in the data, looking at average values over the sample period and the behaviour of the transition probabilities during the period January 1997 to April 1999. Since these simple results are very informative, we present a lot of this data, much of it graphically, as a way of examining the sub-categories within the usual labour market states. We then turn to the econometric results that, to a very large degree, confirm the expectations established by the unconditional data. Finally, we should comment that we have also examined a wealth of related results on longer term transitions, evidence that is too voluminous to include here. These ancillary results complement the main conclusions and are largely consistent with them. Below, we comment on these additional findings where there is a particular lesson to be drawn.

V. Transitional Behaviour from Three Non-Employment States

Table 1 reports the average transition rates (or hazards) on a month-to-month basis for the period January 1997 to April 1999. In the first panel, the average hazard from the three non-employment states (U, M, N) into the four categories (E, U, M, N) is reported. For the transition rate into employment, there is a clear difference between U and M as origin states, with the hazard from unemployment being about 21%, almost double that of the marginal group (12%). In addition, though, there is a clear difference between the M group and the non-attached N group, with the hazard pNE being only 3%. We regard these differences as large, and note that they are consistent with our earlier findings using the SJO-LFS match where we found, for example, month-to-month hazards of 18%, 12% and 3% for pUE, pME and pNE respectively, for the period 1979-

81 and 16%, 12% and 3% respectively for 1984-91. As in that earlier research, we suspect that these initial differences underlie a genuine behavioural difference both between U and M and between M and N. Statistical tests of these and related hypotheses are reported below.

The remainder of the first panel in Table 1 shows the associated pattern of hazards into the three non-employment states, U, M and N. For each destination state, there is a clear difference between origin states U and M and between origin states M and N. For the hazard into U, the average from M is 22%, an order of magnitude higher than the pNU hazard (2.4%), while for the hazard into N, pMN is nearly 33% while pUN is 13%. In each case, the diagonal terms (pUU, pMM, and pNN) are the largest. Examination of these diagonal terms suggests that M is the least stable state, with only a one third chance of remaining in the marginal state from one month to the next, while N is the most stable, with the likelihood of remaining in the non-attached state being 93%. Overall, the pattern of the non-employment hazards is congruent with the findings for the three hazards into employment in that U, M and N appear to have significantly different behavioural consequences. Furthermore, there is a clear ordering of the three non-employment states, with pUE > pME > pNE, as well as pUU > pMU > pNU, and pNN > pMN > pUN, suggesting that M is an intermediate state between U and N in terms of labour force attachment.

The time series properties of these various hazards are displayed in Figures 1-4 for the transitions into E, U, M and N respectively. There is some variation in these hazards over time—variation we interpret as partly seasonal and partly the result of secular changes—but, consistent with the average values in Table 1, the hazards display a

clear separation in each case. Thus there is considerable stability over time in the ranking of these three non-employment states, a feature that was also evident in our previous research with the linked SJO-LFS data.

Finally, we comment briefly on the properties of the transitions over horizons beyond one month, and on how these measures compare with those in the text. Recall that the point-in-time analogues of the month-to-month results focus on the destination month being in month 3, 4, 5 or 6 of the observed survey period. It is notable that the ranking of the states remains constant across the various durations. Relative to the values graphed in Figure 1, the move to a longer time horizon raises the hazards, as would be expected (e.g., pUE in Figure 1 lies between 0.15 and 0.30, while over a six month interval it lies between 0.30 and 0.50). Similarly, the "ever employed" criterion raises all transition rates (over a six month horizon pUE in this case lies between 0.40 and 0.65), but again the ranking of the three transition probabilities remains at pUE > pME > pNE, and these three probabilities are quite distinct. Overall, we conclude from this and other evidence on longer term movements that the central results are not sensitive to the month-to-month transitional evidence used in the body of this report, and that alternative measures that reflect longer time horizons yield broadly similar conclusions on degrees of labour market attachment.

VI. Transitional Behaviour from Sub-Categories of Unemployment

The second panel of Table 1 reports average hazards from three unemployment sub-categories, temporary layoffs (TL), job searchers (JS), and future job starts (FJ), and the related time series are shown in Figures 5-8. For transitions into employment, the FJ

group has much the highest hazard on average at 71%. Although these series do vary through time, as illustrated in Figure 5, the ranking is consistently that FJ unemployed are more likely to move into E than TL unemployed, who in turn are more likely than the JS group. Approximately, these differences in the various pUE hazards are counterbalanced by differences in the pUU hazard, as shown in Figure 6 where the ranking is exactly reversed. This leaves only small monthly probabilities of moving from any of these unemployment sub-categories to either M or N, as the averages in Table 1 and Figures 7 & 8 confirm. Moreover, there is no clear ranking of the pUM and pUN hazards for these three sub-categories.

Once again, if we use the alternative measures of transitions the results are little altered. The magnitudes of the hazards are raised, but the overall properties remain unchanged.

These results indicate that those classified by the LFS as temporary layoffs and future job starts have a very strong attachment to the labour force, a finding that clearly supports current practice of inclusion of these two groups among the unemployed.

VII. Transitional Behaviour by Search Method

The third panel of Table 1 reports average hazards from six unemployment sub-categories, defined according to whether or not the individual reported use of a particular method of job search. We initially look at this breakdown including individuals who reported use of one or more search methods (so that there may be double-counting of individuals within these averages). Below, we also look at the search method breakdown for individuals who reported use of only one search method. As above, the Table reports

the average values over our sample period while the associated graphs, Figures 9-12, give the time series behaviour.

The six search methods are identified in the graphs as follows: Used Public Employment Agency (pea); Checked With Employers (emp); Contacted Relatives (rel); Looked At Ads (lads); Answered Ads (aads); and Used Other Method (oth). "Looked at ads" is considered a "passive" search method because no action is taken which would result in a job offer; the other five methods are considered "active".[4] The bottom row of the third panel in Table 1 also reports the average transition rate for those using one or more active search method, that is for all searchers except those whose only search method was "looked at ads".

There is (perhaps surprisingly) little variation in the average hazards into employment according to the search method used. The lowest average pUE value is 0.174 for "Looked at Ads" and the highest is 0.218 for "Used Other Method" and the range of values is quite small. Similarly, the other three hazards (into U, M and N), shown in the subsequent columns of this panel in Table 1, display considerable uniformity across search method. In addition, while the graphs in Figures 9-12 show some variation through time -- some of which appears to be seasonal in nature – the plotted series do indeed move more or less in unison.

The fourth panel of Table 1 contains the average hazards by job search categories where only one method is reported. When the data are organized in this manner, we see

[4] The Bureau of Labor Statistics treats any job search activity that has no potential to directly result in a job offer as "passive". Looking at ads does yield information about available jobs but in the absence of additional action (such as answering ads) will not directly result in an offer of employment. According to this distinction, "checked with public employment agency" and "checked with friends or relatives" may also be considered passive search methods.

somewhat greater variation in the transition probabilities associated with different search methods. The passive search method "Looked at Ads" now has an average transition probability into employment of 0.124, almost half the value of the highest single hazard. In contrast, "Checked with Employer" and "Used Other Method" have high hazards into employment on a regular basis, matched by lower averages for these two search methods for the pUU hazard.

In interpreting these data, it is important to keep in mind that many searchers use more than one method in a given month. Thus it is not correct to conclude from the evidence in Table 1 that "looked at ads" is the least effective search method, although this is the case among the subset of individuals who employed only one search method.

Also it should be borne in mind that individuals' decisions about which search methods to use are affected by their economic situation, and will probably vary systematically with job prospects, elapsed unemployment duration, and household circumstances. These average transition rates hence represent the behaviour of individuals who chose to use such a search method (or methods), and cannot be interpreted as evidence of what should be expect to occur where a randomly chosen individual assigned to a particular method of search.

VIII. Transitional Behaviour for Active and Passive Searchers

Another important question for the measurement of labour force attachment is whether there is a difference in future behavioural outcomes between individuals who engage in active job search and those who employ only passive search methods. We address this issue, and compare the labour market behaviour of active and passive

searchers to that of the marginally attached, in Figures 13-16. The average transition rates of active and passive searchers are also reported in the third and fourth panels of Table 1.[5]

The three hazards into employment graphed in Figure 13 show a fairly stable pattern. The hazard from active search pAE is the highest in every month, ranging from 13% to 25%, while the hazards from passive search pPE and from marginal attachment pME move quite closely together with values that are about 5 percentage points lower on average than the active search figures. The passive search hazard is more volatile than that for the marginal group, perhaps as a consequence of sample size, but on average there is not much to choose between the two series. This impression is confirmed in Table 1 which shows that the mean transition rates pME and pPE are .116 and .124 respectively, a difference that is unlikely to be statistically significant. To the extent that the active searchers appear to have different behavioural outcomes than the passive search group, these results provide some support for a protocol that distinguishes between the two groups in reporting unemployment statistics. However, to the extent that the passive search group—like the marginally attached group—exhibits behaviour that is clearly distinct from the N category, it would not appear correct to aggregate the passive searchers with the N group for reporting purposes.

Although the likelihood of being employed in the following month is approximately equal for passive searchers and for the marginally attached, the probabilities of moving to other states (U, M, N) differs substantially between the two groups. Indeed, in these respects active and passive searchers display very similar

[5] Most searchers use multiple search methods. "Passive" search refers to those who use only "looked at ads".

behaviour (see Figures 14, 15, 16). For example, the hazards pAU and pPU track each other very closely and substantially exceed pMU. This suggests that, relative to active search, passive job search is not simply a transitional state on the way to labour force withdrawal. Figure 16 provides further evidence along this line; passive searchers are slightly more likely to move into non-attachment, but much less so than are the marginally attached.

Reviewing the evidence on longer term transitions, we find that these broad conclusions hold for these alternative ways of characterizing labour market dynamics. The various point-in-time measures for 3, 4, 5 and 6 month horizons show a similar ranking with active search being more attached to the labour force than either passive search or marginal attachment. Similarly, the "ever employed" evidence shows values that are higher for each hazard (e.g., pAE is now about 0.5 over a six month horizon, compared with a value around 0.2 in Figure 13), but the ordering is consistently preserved: pAE exceeds pPE and pME, while these latter two hazards have quite similar values, both in terms of the sample means and the dispersion of the series.

IX. Transitional Behaviour of the Marginally Attached by Reasons for Not Searching

The marginally attached group is made up of a variety of different types of individuals with different reasons for simultaneously reporting no job search and yet reporting a desire for a job. The available data permit some disaggregation of the M group according to the reason specified for not searching, the four sub-categories employed here being Waiting, Personal, Discouraged, and Other. The Waiting group

includes those "Waiting for replies or recall"; Personal includes "Own illness or disability", "Caring for own children", "Other personal or family responsibilities", and "Going to school". Discouraged refers to those not searching because "Believes no work available". In our earlier work, we found important heterogeneity within the marginal group, so it is essential that we investigate this issue here.

The fifth panel of Table 1 reports average hazards for the four reason codes within the Marginal group and Figures 17-20 graph the hazards for the whole sample period. Addressing first the various hazards into employment, the striking result is that the hazard out of "Waiting," pM(W)E, is much higher than the hazards from the other three sub-categories. The Waiting hazard has an average of over 26% and exhibits monthly values of up to 40%, in contrast to the other three hazards which have average values in the 6-10% range. This difference is consistent with the importance found for the Waiting group in our earlier work. These results indicate that the Waiting group exhibits stronger attachment to the labour market than the remainder of those who state that they desire work. The higher value of pM(W)E is accompanied, as can be seen from the final column in the Table and from Figure 20, by a much lower hazard into N, so the Waiting group are both more likely to move in employment and less likely to leave the labour force than the other members of the marginal category. Finally, we note that the distinctive properties of the Waiting group also hold for transitions longer than one month ahead. Thus there is considerable evidence to support the inclusion of the Waiting sub-category of marginal attachment in supplementary measures of unemployment.

One other point worth noting from these results is the behaviour of the Discouraged group, a sub-category of the marginally attached that has traditionally

received considerable attention in policy debate. Our results show little difference between pM(D)E and the two other non-waiting hazards (pM(P)E and pM(O)E), as Figure 17 clearly illustrates, and not much difference in the respective hazards for moving into unemployment (Figure 18), although the Personal sub-category is lower than the other three in this case. The Discouraged are the most stable sub-category within the Marginal group, in that their likelihood of remaining marginally attached (pM(D)M) averages about 43% and exceeds that of the other three sub-categories in almost all months (Figure 19). However, there is not much difference between the hazards into N for Discouraged and the Other sub-categories, both of which lie below that for the Personal group (pM(P)N) and above that for the Waiting group (pM(W)N) in Figure 20. Again, these conclusions are supported using the longer horizon measures of transitions. Overall, this evidence does not support the view that the Discouraged constitute a particularly distinctive sub-category of the marginally attached.

X. Transitional Behaviour for Long-Term Future Job Starts and Other Non-Attached

A further set of issues in labour force attachment and the measurement of labour force status arises for individuals who have a future job start at a point more than four weeks away from the survey date. Such individuals, referred to as long-term future job starts (LTFS), are categorized as N (in the absence of the usual job search and availability criteria for categorization as U), and are hence treated differently than individuals with a job start at a definite date within four weeks of the survey—Short-Term Future Job Starts—who do not have to meet the search criterion to be numbered among the

unemployed. The final panel of Table 1 reports average hazards for this LTFS group and for the rest of the not attached group (NA). In addition, Figures 21-24 display the hazards for these two groups, compared to the hazard for the marginally attached.

The LTFS group displays a large hazard into employment (in the *next* month); at 25%, it is almost an order of magnitude higher than that of the rest of the NA group. The LTFS individuals also have a high average transition rate into unemployment, about 23%, compared with a 2% average for the NA population. Most of these differences are associated with a much lower probability that a LTFS group member will remain in the N category in the next month, this average being under 50% (compared with a "stay-put" probability of over 93% for the NA group). Moreover, the behaviour of these average values is also reflected in the monthly figures graphed in Figures 21-24, where LTFS is clearly distinct from the NA group in every month. There is therefore considerable heterogeneity within the N group as a whole.

If we then compare the LTFS group with the marginally attached, as in Figures 21-24, we can see that the LTFS members have a higher probability of entering employment than the M group (Figure 21), although the two groups have fairly similarly average hazards into unemployment (Figure 22); the p(LFTS)U series is more choppy than the pMU series, probably as a consequence of sampling error, but their central tendencies are very similar. Thus, on the criterion based on behavioural outcomes for employment and unemployment in the next month, the LTFS group is certainly more strongly attached to the labour force than the remainder of the non attached group. Indeed, they also exhibit greater attachment than those who state that they want work (i.e. the marginal attachment category).

The definition of the LTFS group, with the particular specification that the job start be more than four weeks ahead of the survey date, naturally raises a question about labour market behaviour in *subsequent* months. We have investigated this in two ways, as mentioned above: first, using hazards into employment at each of months 3, 4, 5, and 6 after the survey date; and second, using the hazard into employment in *any* subsequent month covered by the survey. The results at these longer horizons are quite consistent with the initial month-to-month results. At each subsequent month, the hazards for LTFS are above those for the NA and the M groups. Similarly, the results for employment at any subsequent date show p(LTFS)E > pME in every month. Thus consideration of longer-term employment outcomes reinforces the conclusion that the LTFS group exhibits much stronger attachment to the labour force than the remainder of the non-attached category.

XI. Econometric Results of Equivalence Testing

In addition to the unconditional transition probabilities presented in Table 1 and in the many associated Figures, it is important to address whether these findings are also present conditional on a set of observable control variables. To do this, we have estimated a number of multinomial and binary logit models of the determinants of transition probabilities into employment and the non-employment states. These models allow us to test the restrictions such as equations (1a) and (1b) or (2a) and (2b). Essentially, our method then examines whether two different origin states (such as M and U, say) give sets of estimated coefficients that are insignificantly different from one another, in a statistical sense. Equivalently, we are testing whether we could simply *pool*

the two origin states in question, and still reach the same estimated model for the determination of these transition probabilities. If the estimated coefficients are indeed insignificantly different, so that one could pool the two states without loss of information, then we will regard the two states as behaviourally equivalent. Conversely, if we reject pooling and the two sets of coefficients are statistically different at an appropriate level of significance, then we conclude that the two states are behaviourally distinct.

The main results from this estimation are contained in Table 2. In each case, the estimated multinomial or binary logit model contains as explanatory variables: age, education, gender, marital status and province. The models are estimated separately for each of the monthly samples. For ease of interpretation, we report the p-values in addition to the values of the likelihood ratio statistics.

In each sample, the tests clearly reject the equivalence of M=N and U=M. This can be seen from the large values of the likelihood ratio test statistics in columns 4 and 5 of Table 2, and the p-values of 0.00 for all months for both tests. Thus these formal statistical tests confirm the evidence from Table 1 and Figures 1-4 that suggests that U, M and N are distinct states.

The tests of the equivalence of active and passive search are much less conclusive. In seven of the samples, the equivalence of A=P is not rejected at the 5% level of significance (i.e. the p-value equals or exceeds 0.05) and in all samples the values of the test statistics are much lower. These results suggest that active and passive searchers are not clearly distinct from each other in their degree of labour force attachment, although their behaviour is modestly different in some months. In contrast, the binary logit tests clearly reject the equivalence of passive search (P) and out-of-the-

labour force (O=M+N) in all samples. Thus in terms of the degree of labour force attachment, passive searchers appear to be closer to active searchers than to non-participants.

XII. Conclusions

This report has applied the methodology and techniques from our recent research to study labour force attachment using the best and most recent Canadian data, drawn from the LFS 1997-1999. The goal is to apply this approach to the issue of the selection of alternative measures of unemployment. The approach relies on use of behavioural outcomes to determine an appropriate set of labour market categories, the central idea being that individuals in one group are classified as being more attached to the labour force state than those in another group if they display a greater likelihood of being employed in some future period, and a lower probability of labour force withdrawal. We believe that this approach is an important supplement to existing methods of categorization that rely chiefly on self-reported current information, although we reiterate that we do not think that this evidence alone can resolve all of these contentious issues.

While the report contains many findings, it is useful to summarize the principal results of applying this methodology to the recent LFS data as follows.

a) Breaking down the non-employed group into three potential sub-categories, unemployed (U), marginal attachment (M), and not-attached to the labour force (N), there is a clear behavioural difference between each pair of these sub-categories. The unemployed move into jobs much more quickly than the marginally attached, who in turn transit into employment with a probability four times that of the not-attached group.

b) The differences among the non-employment states U, M and N in their associated transition probabilities into employment are quite stable over time in recent years and are consistent with our earlier research that used the SJO-LFS dataset for 1979-92.

c) These differences in the transition rates into employment are also matched by analogous behaviour of the movements into the other three states, U, M and N. Based on all four destination states, we conclude that M is a distinct intermediate state between U and N in terms of labour force attachment.

d) These differences are also evident at longer time horizons (in months 3 through 6 after the initial survey) and using an alternative measure of "ever" being employed, subsequent to the initial survey month, so there is nothing unusual about the behaviour on a month-to-month basis.

e) Turning to heterogeneity among the unemployed, the Future Starts group has the greatest hazard into employment, followed by those on Temporary Layoff, with Job Searchers as a whole having a lower transition probability into employment. These results support the current practice of including temporary layoffs and future job starts among the unemployed.

f) Within the search group, reported individual search methods do not lead to large variation in the hazard into employment. This finding may be due to use of multiple search methods by many job seekers, as well as to individuals choosing the methods they expect to be most effective for their circumstances. However, there are some differences between "active" and

"passive" searchers. On average, active search is more likely to lead to employment than is passive search. However, formal statistical tests do not reject the equivalence of active and passive job searchers in all samples. To the extent that these outcomes by search type are different, our results therefore give some grounds for reporting active and passive search statistics separately. However, tests clearly reject the equivalence of passive searchers and non-participants; thus our results do not lend support for aggregating passive searchers with those classified as out-of-the-labour force.

g) Within the marginally attached group, we also find some evidence of heterogeneity. The "Waiting" sub-category has a higher transition probability into employment than is the case for the remainder of the marginal attachment group. This evidence indicates that those who state that they desire work but are not searching because they are "waiting for recall or replies" deserve strong consideration for inclusion in supplementary measures of unemployment.

h) There is no clear difference in terms of subsequent labour market behaviour between the "Discouraged" group and the balance of the marginal category. This evidence suggests that discouraged workers do not exhibit stronger labour force attachment than those who want work and are not searching for "personal" and "other" reasons.

i) Finally, there is also some heterogeneity within the not-attached group. The principal reason is the high degree of attachment displayed by long-

term future job starts, with a transition rate into employment that is an order of magnitude greater than that recorded by the rest of the not-attached. This conclusion is reinforced when we consider longer-term transition rates, which is a natural thing to do when considering job starts that are supposed to be more than four weeks in the future.

Overall, the results from this study are very consistent with the findings in our earlier work. These data are richer than the SJO-LFS match we previously worked with, principally since they permit identification of a range of labour market states in both the origin and the destination month. They bolster the position that, for measuring labour market attachment, data on subsequent labour market outcomes can be an important and robust supplement to data on current activities.

References

FLINN, C.J., AND J.J. HECKMAN (1983). "Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?" *Journal of Labor Economics*, 1, 28-42.

JONES, S.R.G. AND W.C. RIDDELL (1998): "Unemployment and Labor Force Attachment: A Multistate Analysis of Nonemployment." In *Labor Statistics Measurement Issues*, J. Haltiwanger, M. Manser & R.Topel, eds., NBER Conference on Research in Income and Wealth Series. Chicago: University of Chicago Press, 123-52.

JONES, S.R.G. AND W.C. RIDDELL (1999): "The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach," *Econometrica*, 67, 147-61.

STATISTICS CANADA (1998): *Labour Force Update: Canada–US Labour Market Comparison*. Ottawa: Statistics Canada, Autumn issue, catalogue no. 71-005-XPB.

Average Transition Rates January 1997 to April 1999

Transitions to:	E	U	M	N
Transitions from:				
Non-Employment States:				
U	0.215	0.598	0.060	0.127
	(0.006)	(0.007)	(0.003)	(0.005)
M	0.116	0.222	0.334	0.328
	(0.008)	(0.010)	(0.011)	(0.011)
N	0.031	0.024	0.014	0.931
	(0.011)	(0.000)	(0.001)	(0.001)
Unemployment States:				
TL	0.470	0.421	0.050	0.060
	(0.025)	(0.025)	(0.011)	(0.012)
JS	0.177	0.628	0.062	0.133
	(0.006)	(0.007)	(0.004)	(0.005)
FS	0.706	0.163	0.041	0.091
	(0.037)	(0.029)	(0.016)	(0.023)
Job Search by Search Method (one or more methods):				
Used Public Agency	0.186	0.650	0.052	0.111
	(0.012)	(0.015)	(0.007)	(0.010)
Checked with Employer	0.200	0.597	0.061	0.142
	(0.009)	(0.011)	(0.005)	(0.008)
Contacted Relatives	0.192	0.616	0.053	0.139
	(0.015)	(0.018)	(0.008)	(0.013)
Looked at Ads	0.174	0.635	0.054	0.137
	(0.010)	(0.013)	(0.006)	(0.009)
Answered Ads	0.203	0.626	0.047	0.124
	(0.016)	(0.020)	(0.009)	(0.014)
Used Other Method	0.218	0.625	0.050	0.107
	(0.022)	(0.025)	(0.011)	(0.016)
Active Searcher	0.181	0.628	0.060	0.131
	(0.020)	(0.030)	(0.016)	(0.023)

TABLE 1 (continued)

Average Transition Rates January 1997 to April 1999

Transitions to:	E	U	M	N
Transitions from:				
Job Search by Search Method (single search method only):				
Used Public Agency	0.153	0.636	0.077	0.134
	(0.024)	(0.032)	(0.017)	(0.022)
Checked with Employer	0.200	0.553	0.080	0.167
	(0.013)	(0.017)	(0.009)	(0.013)
Contacted Relatives	0.169	0.595	0.082	0.154
	(0.035)	(0.046)	(0.026)	(0.034)
Looked at Ads	0.124	0.628	0.076	0.171
	(0.020)	(0.030)	(0.016)	(0.023)
Answered Ads	0.176	0.619	0.067	0.138
	(0.036)	(0.047)	(0.024)	(0.033)
Used Other Method	0.223	0.587	0.063	0.127
	(0.036)	(0.043)	(0.021)	(0.029)
Marginal Attachment by Reasons for Not Searching:				
Waiting	0.265	0.271	0.322	0.143
	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.018)
Personal	0.086	0.180	0.303	0.432
	(0.010)	(0.014)	(0.017)	(0.018)
Discouraged	0.066	0.240	0.426	0.269
	(0.012)	(0.020)	(0.023)	(0.021)
Other	0.105	0.269	0.308	0.319
	(0.022)	(0.032)	(0.033)	(0.033)
Non-Attachment:				
LTFS	0.253	0.225	0.052	0.471
	(0.032)	(0.030)	(0.016)	(0.036)
NA	0.030	0.023	0.014	0.933
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)

*Standard errors in parentheses

TABLE 2

Probability Values and Likelihood Ratios for LR Tests of Equivalence

Sample	Multinomial Logit Tests					Binary logit test		
	M=N U=M			A=P		P=O		
	P-Value	Likelihood Ratio M=N	Likelihood Ratio U=M	P-Value	Likelihood Ratio	P-Value pPE=pOE pPA=pOA	Likelihood Ratio pPE=pOE	Likelihood Ratio pPA=pOA
0197	0.00	4871.8	1756.4	0.00	64.5	0.00*	23.0	1905.7
0297	0.00	4480.3	1645.3	0.00	40.2	0.00	44.4	1873.0
0397	0.00	4186.3	1608.9	0.00	44.5	0.00	35.1	1704.4
0497	0.00	3935.0	1326.6	0.02	32.9	0.00	80.7	1478.7
0597	0.00	3262.9	1106.8	0.05	28.5	0.00	50.7	1241.4
0697	0.00	3438.0	1298.3	0.00	38.5	0.00	63.1	1211.4
0797	0.00	3092.4	1132.6	0.32	20.2	0.00	27.9	1286.1
0897	0.00	3062.6	1033.8	0.00	45.4	0.00	109.6	1414.6
0997	0.00	3442.7	1365.8	0.00	37.3	0.00	57.6	1364.0
1097	0.00	3723.5	1359.7	0.02	32.3	0.00	38.6	1313.6
1197	0.00	3732.0	1414.0	0.01	34.7	0.00	31.3	1467.3
1297	0.00	4006.1	1396.1	0.01	35.4	0.00	34.7	1445.9
0198	0.00	4104.8	1149.8	0.01	33.6	0.00	63.0	1479.6
0298	0.00	4068.0	1486.9	0.00	68.9	0.00	67.1	1483.2
0398	0.00	3253.1	1298.5	0.23	21.9	0.00	38.7	1390.8
0498	0.00	3292.7	1240.5	0.00	40.3	0.00	27.0	1256.7
0598	0.00	3102.7	1081.3	0.01	36.8	0.00	79.8	1246.5
0698	0.00	**	1047.7	0.00	38.3	0.00	89.2	976.6
0798	0.00	2967.5	995.3	0.00	39.3	0.00	97.9	1176.1
0898	0.00	2943.0	837.6	0.05	28.9	0.00	60.0	1258.1
0998	0.00	3285.3	1000.0	0.00	58.1	0.00	55.9	1152.8
1098	0.00	3508.0	1254.8	0.07	27.6	0.00	42.6	1264.8
1198	0.00	3634.4	1370.4	0.00	37.5	0.00	70.9	1361.3
1298	0.00	3790.1	1250.6	0.00	52.8	0.00	57.7	1373.9
0199	0.00	3851.1	1359.8	0.10	25.8	0.00	51.5	1471.1
0299	0.00	4056.2	1291.5	0.01	34.6	0.00	42.8	1397.3
0399	0.00	3849.4	1360.8	0.14	24.6	0.00	51.9	1284.4
0499	0.00	3231.7	1250.1	0.00	37.9	0.00	50.2	1025.4
d.f.		*27*	*27*		*18*		*9*	*9*

* pPE=pPO is .01

** did not converge

Figure 1
Transition Rates Into Employment

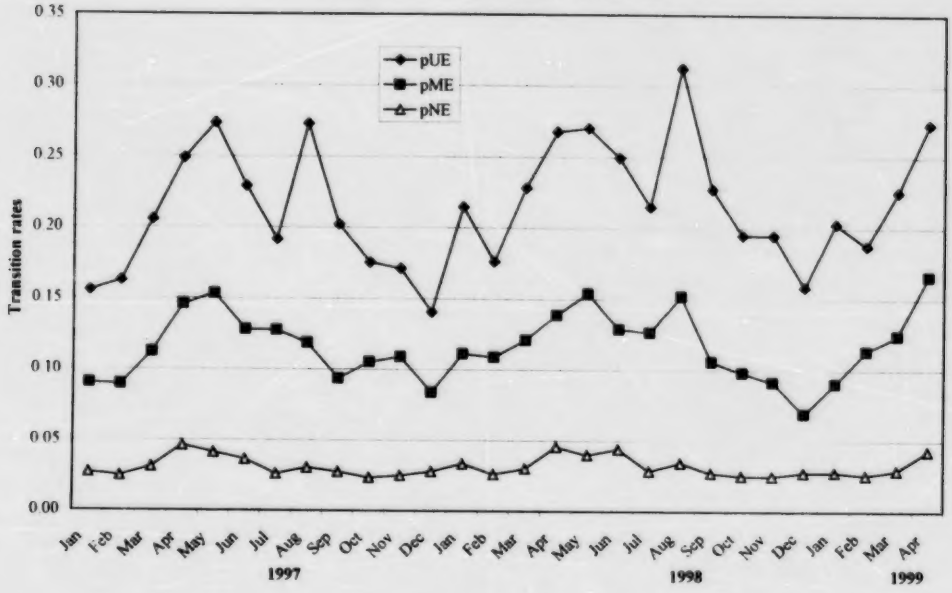


Figure 2
Transition Rates Into Unemployment

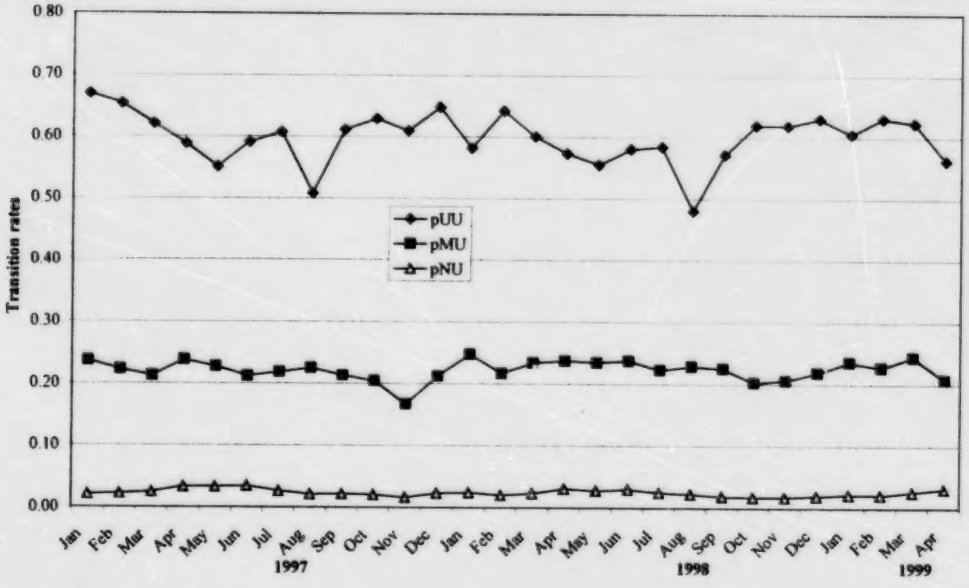


Figure 3
Transition Rates Into Marginal Attachment

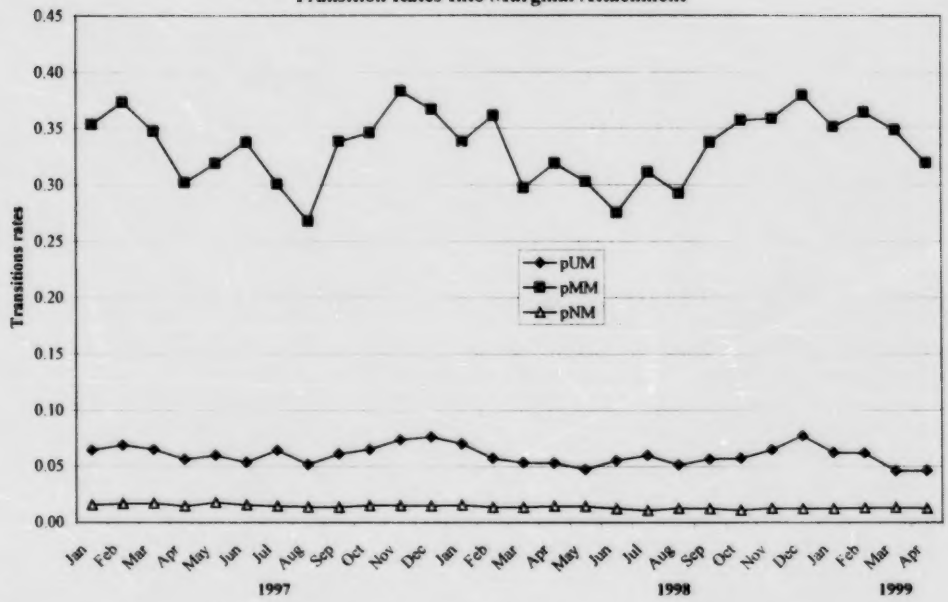


Figure 4
Transition Rates Into No Attachment

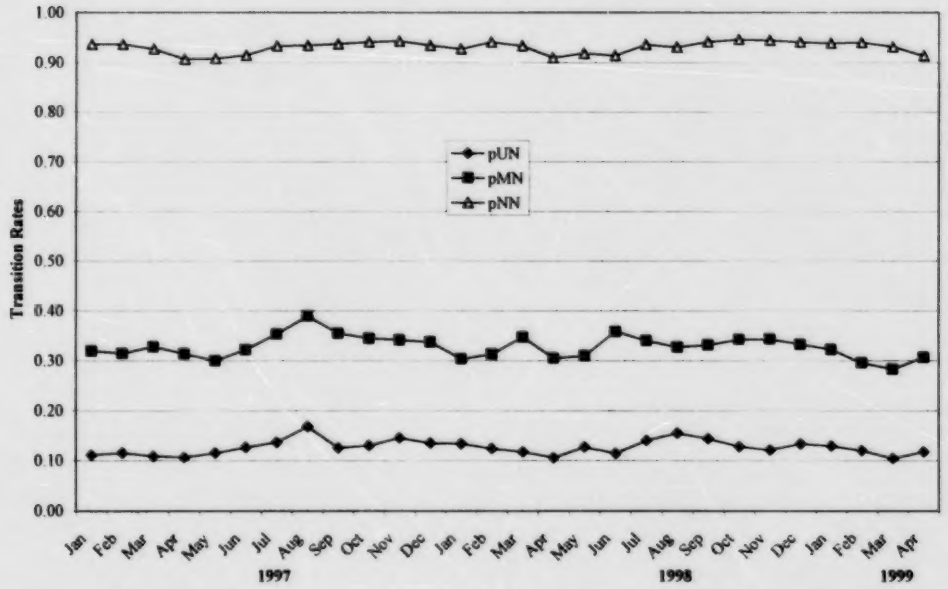


Figure 5
Transition Rates Into Employment:
Unemployed Categories

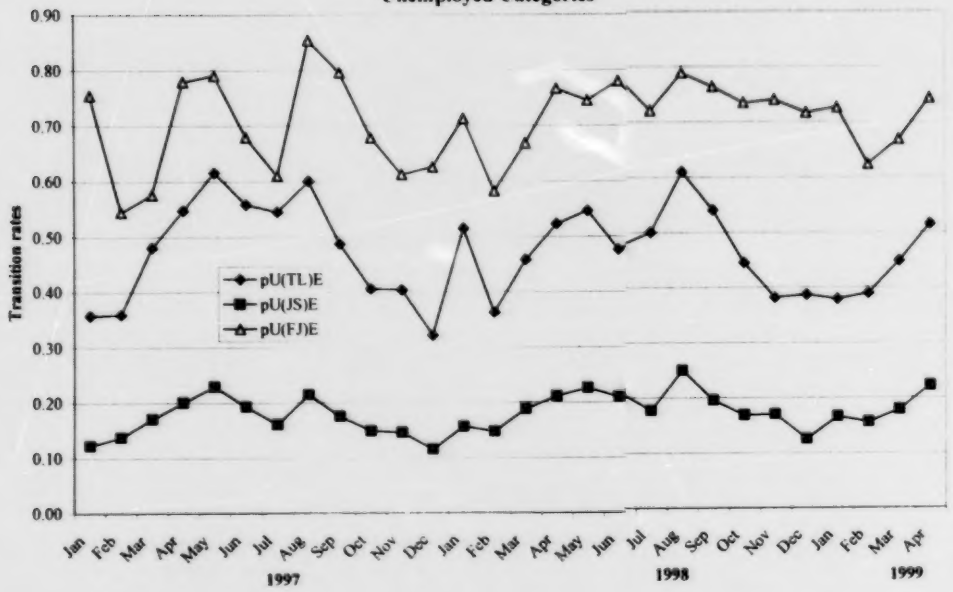


Figure 6
Transition Rates Into Unemployment:
Unemployed Categories

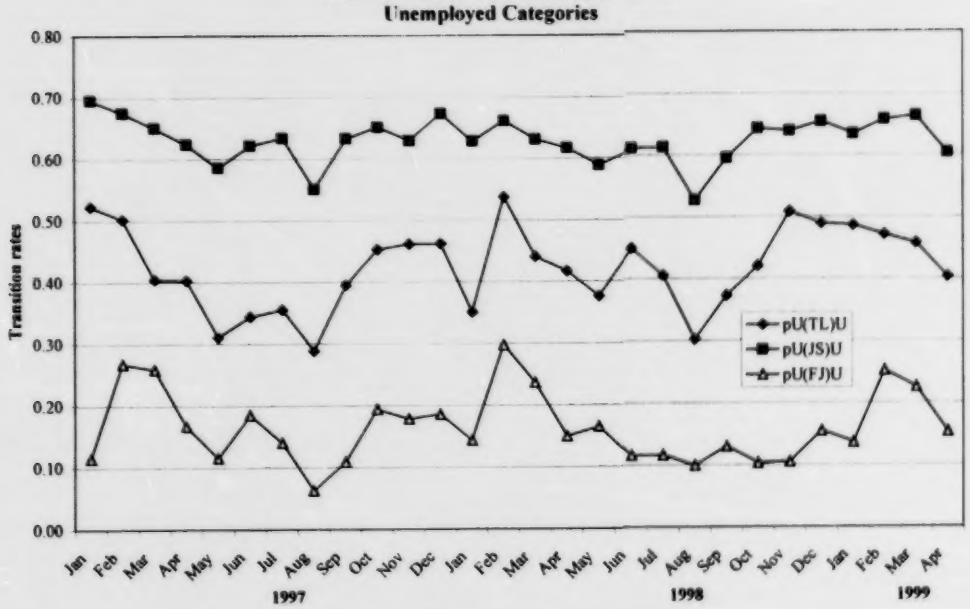


Figure 7
Transition Rates Into Marginal Attachment:
Unemployed Categories

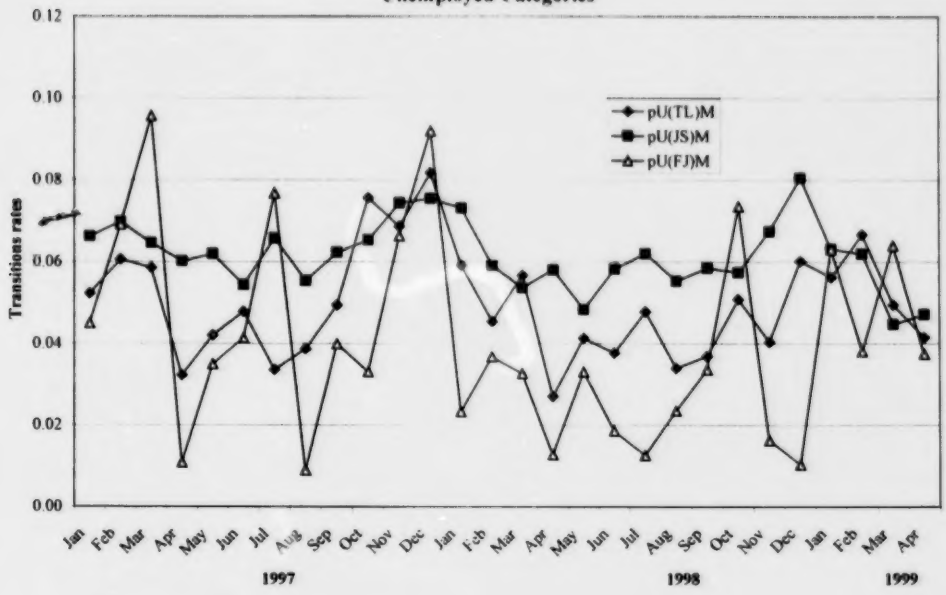


Figure 8
Transition Rates Into No Attachment:
Unemployed Categories

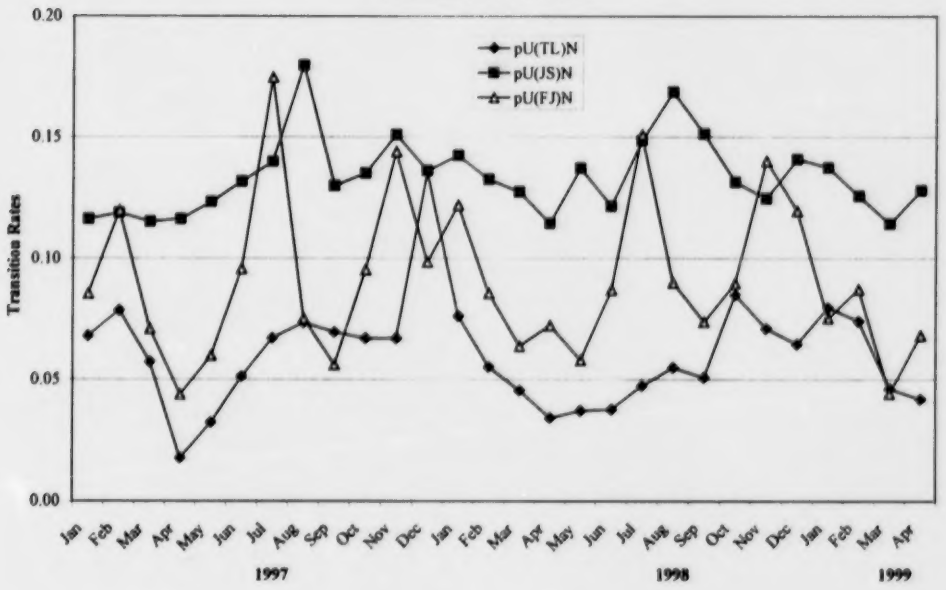


Figure 09
Transition Rates Into Employment:
Job Search Categories

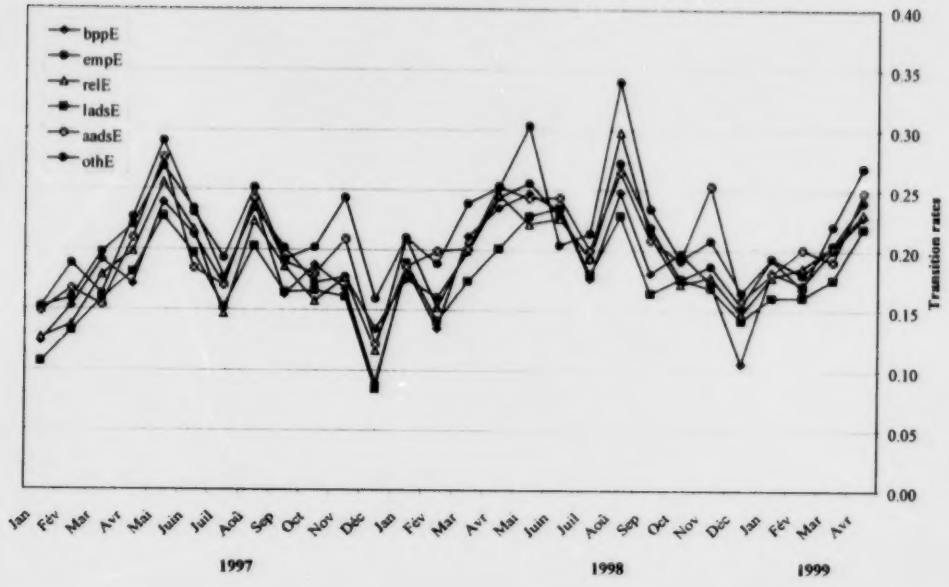


Figure 10
Transition Rates Into Unemployment:
Job Search Categories

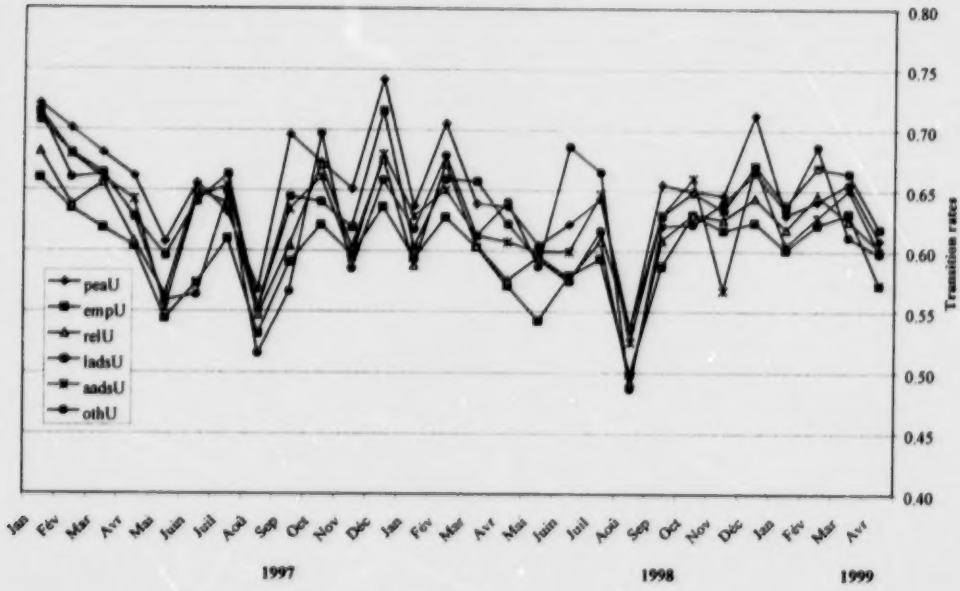


Figure 11
Transition Rates Into Marginal Attachment
Job Search Categories

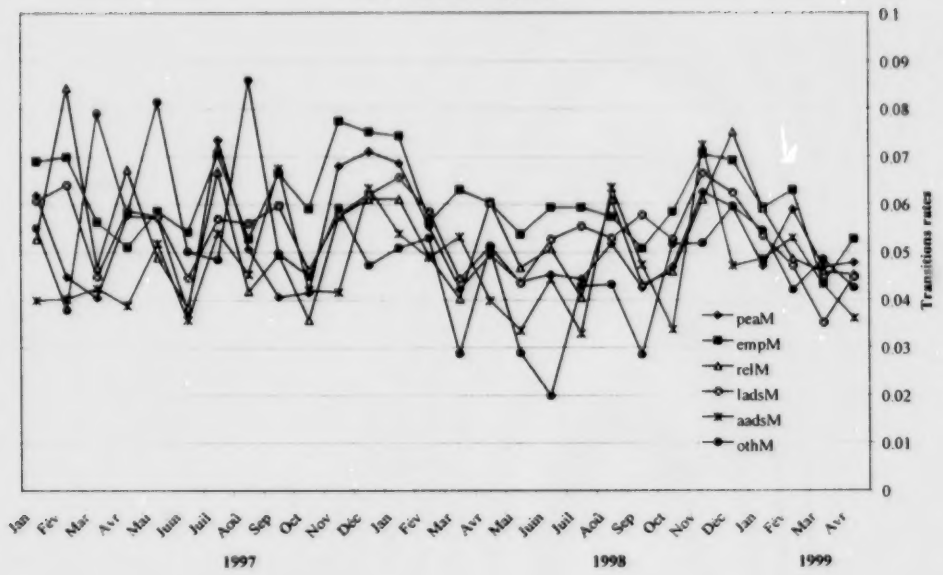


Figure 12
Transition Rates Into No Attachment:
Job Search Categories

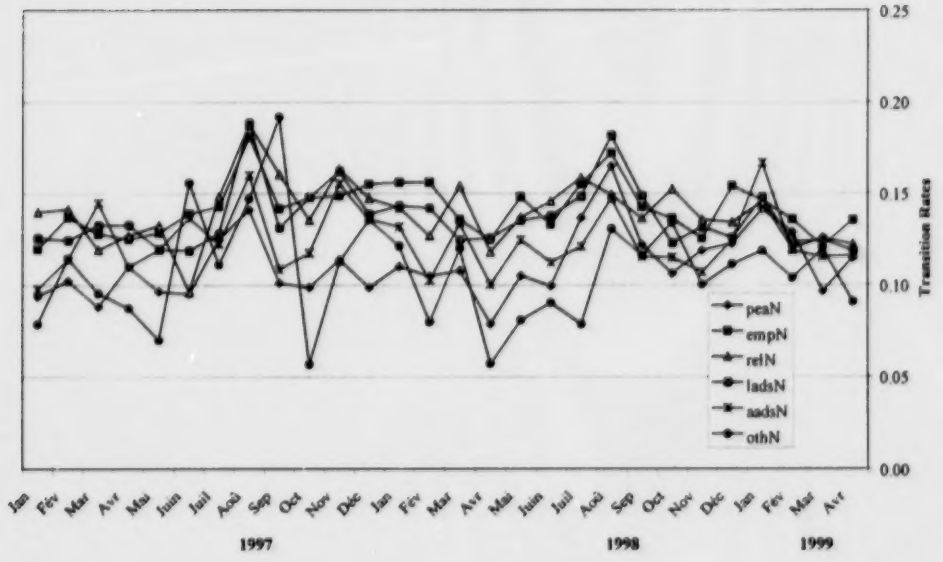


Figure 13
Transition Rates Into Employment:
Active and Passive Searchers, and Marginally Attached

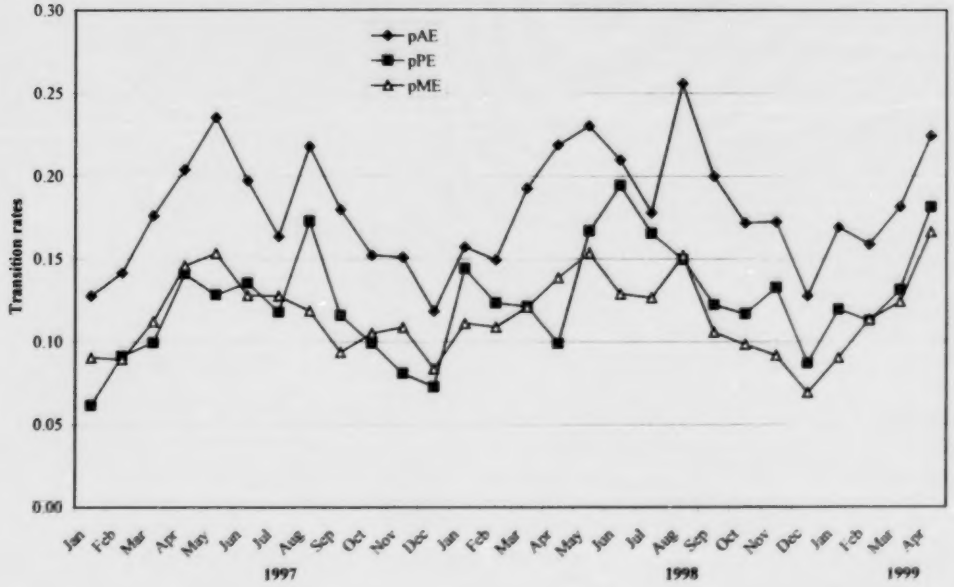


Figure 14
Transition Rates Into Unemployment:
Active and Passive Searchers, and Marginally Attached

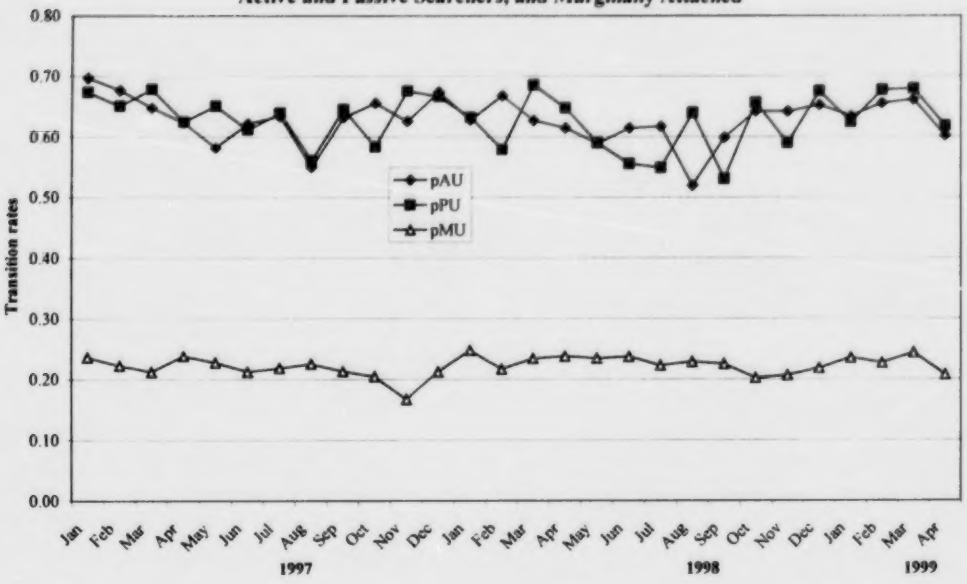


Figure 15
Transition Rates Into Marginal Attachment:
Active and Passive Searchers, and Marginally Attached

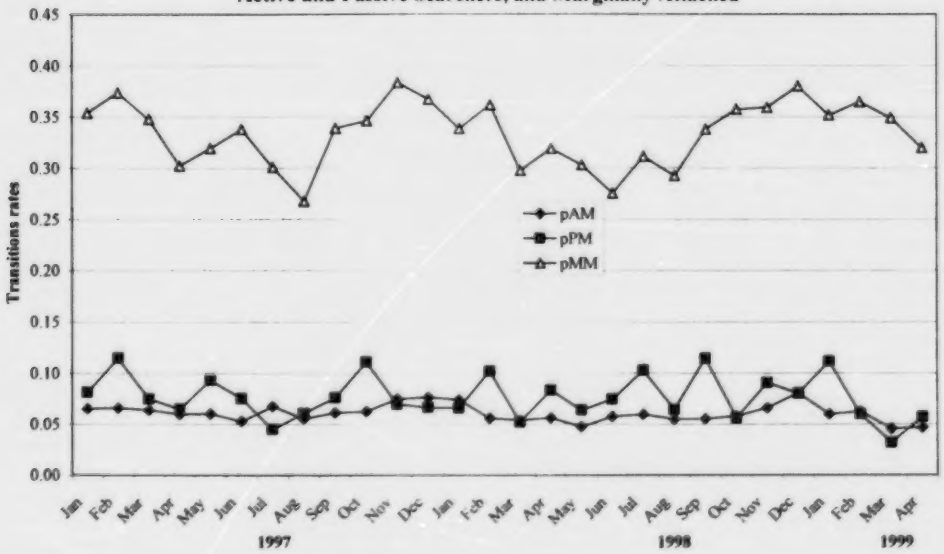


Figure 16
Transition Rates Into No Attachment:
Active and Passive Searchers, and Marginally Attached

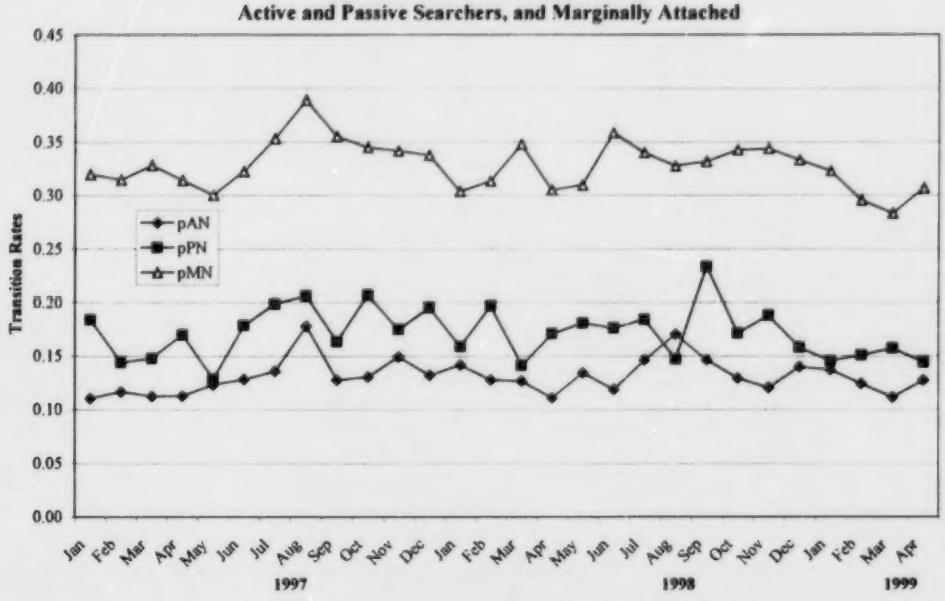


Figure 17
Transition Rates Into Employment:
Marginally Attached by Reason for Not Looking

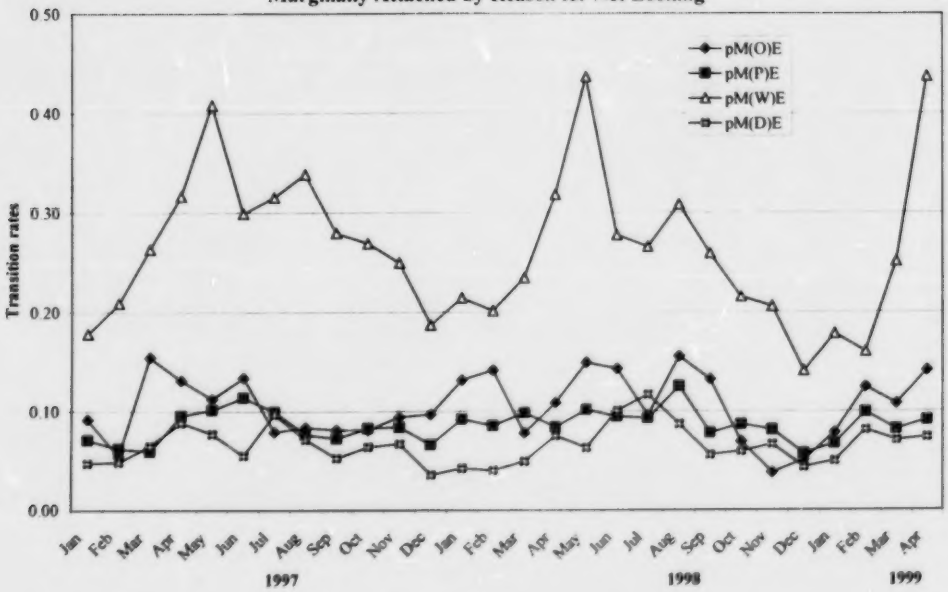


Figure 18
Transition Rates Into Unemployment:
Marginally Attached by Reason for Not Looking

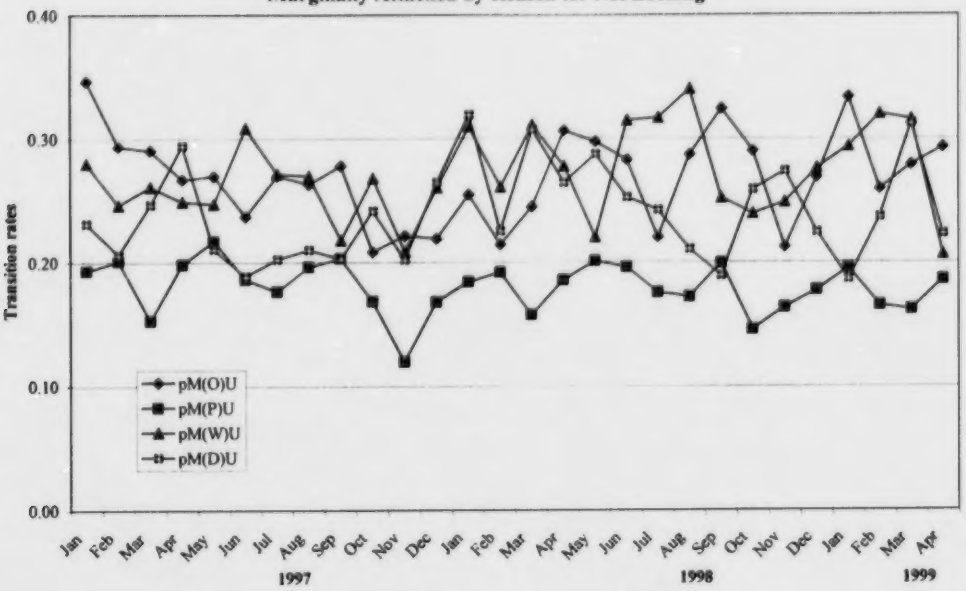


Figure 19
Transition Rates Into Marginal Attachment:
Marginally Attached by Reason for Not Looking

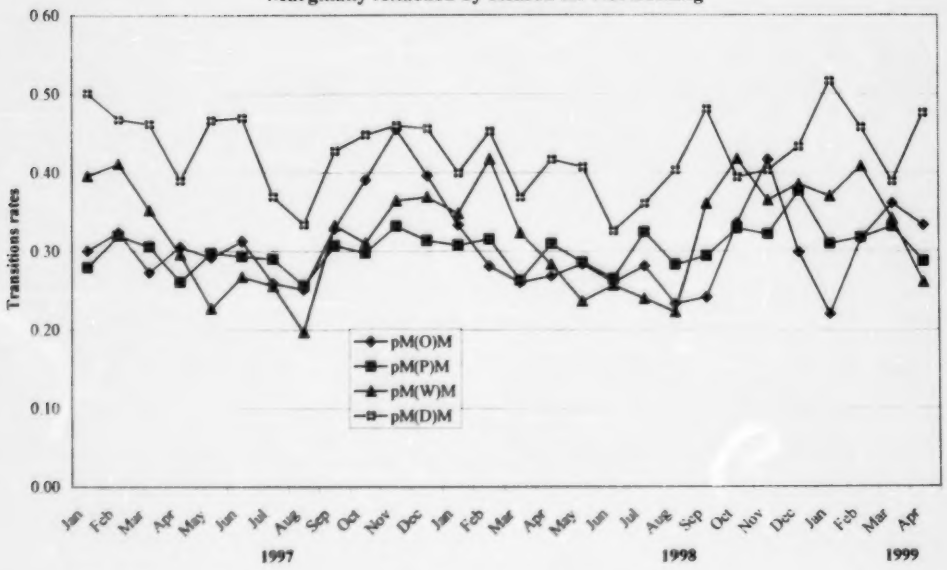


Figure 20
Transition Rates Into No Attachment:
Marginally Attached by Reason for Not Looking

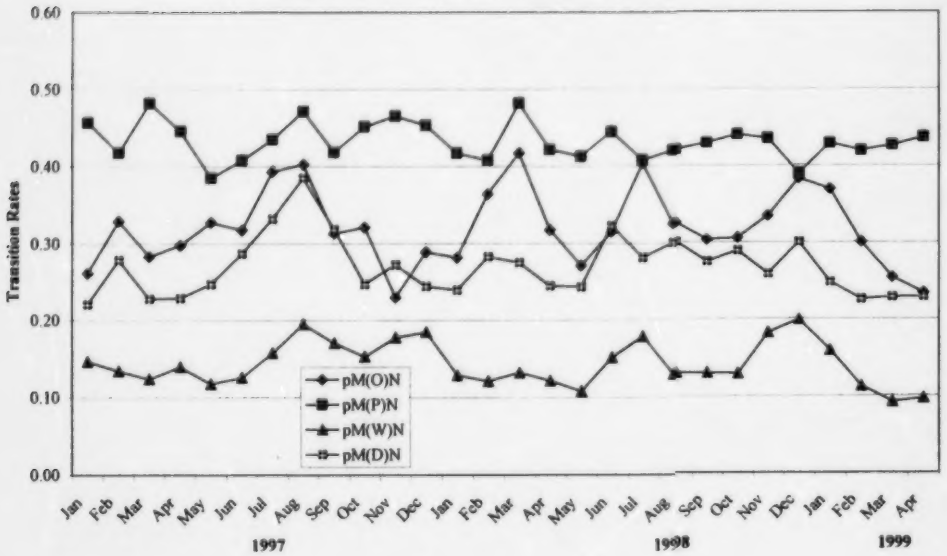


Figure 21
Transition Rates Into Employment:
L.T. Future Start, Other Not Attached and Marginally Attached

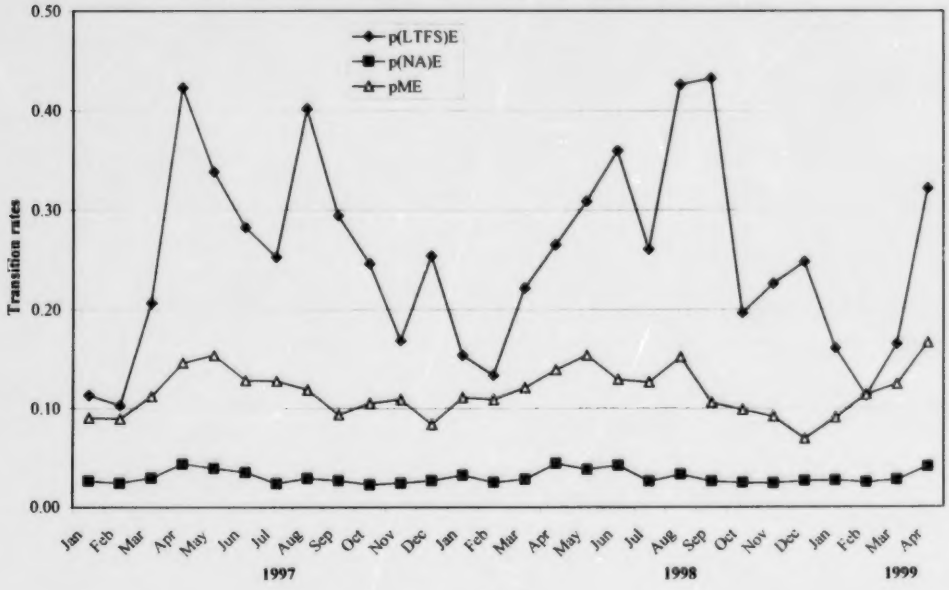


Figure 22
Transition Rates Into Unemployment:
L.T. Future Start, Other Not Attached and Marginally Attached

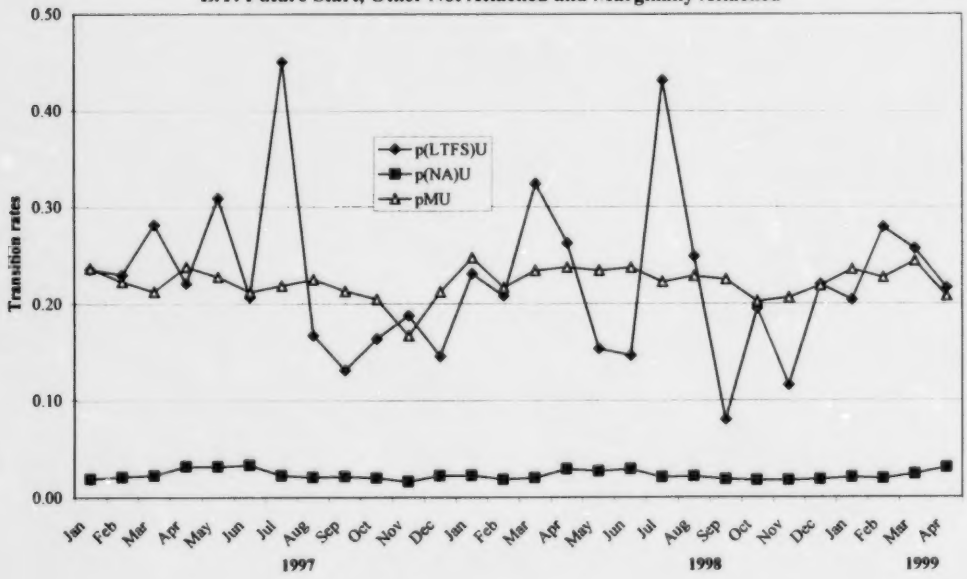


Figure 23
Transition Rates Into Marginal Attachment:
L.T. Future Start, Other Not Attached and Marginally Attached

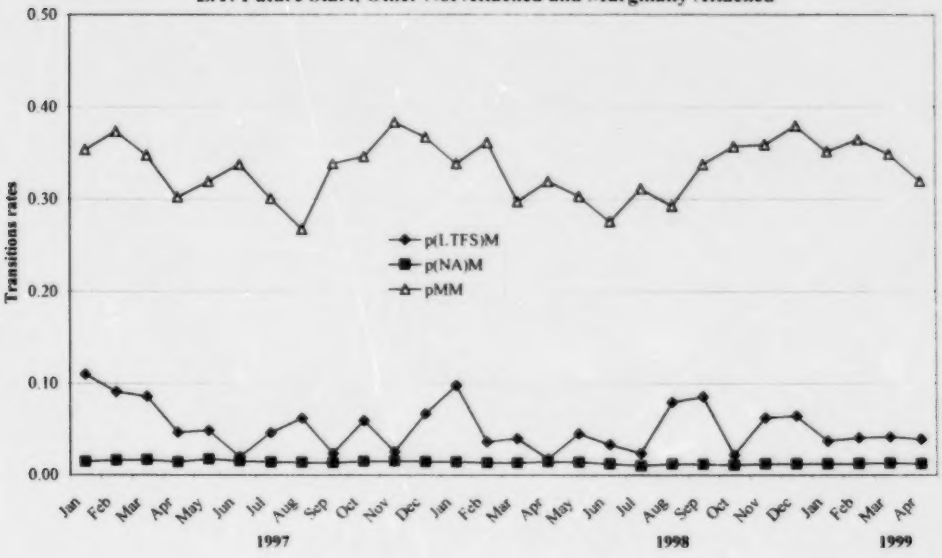
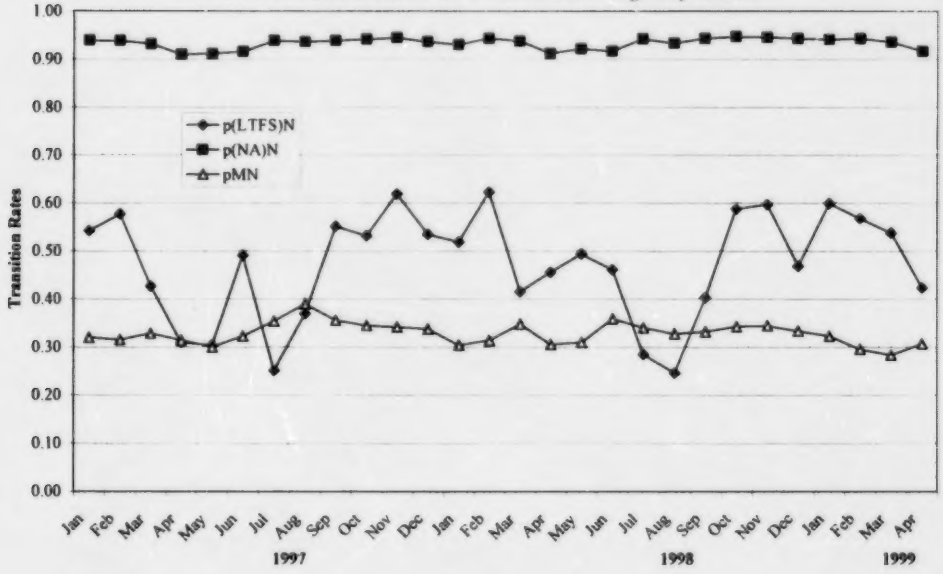


Figure 24
Transition Rates Into No Attachment:
L.T. Future Start, Other Not Attached and Marginally Attached



Chômage et degré de participation à la population active : une étude de l'expérience canadienne – 1997 à 1999

Stephen R.G. Jones

McMaster University

et

W. Craig Riddell*

University of British Columbia

Septembre 1999

Document de travail préparé pour Statistique Canada

* Nous remercions Lynda Gagné pour son excellent travail d'aide à la recherche ainsi que Ian Macredie et Deborah Sunter pour les commentaires effectués sur une version préliminaire de ce rapport.

Les opinions exprimées dans cet article sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

I. Introduction

Deux objectifs sont associés au présent rapport, soit (i) de donner un aperçu de l'approche, de la méthodologie et des résultats de nos activités de recherche récentes concernant les comportements à l'égard de la population active des personnes qui présentent divers degrés de participation à la population active et (ii) de mettre cette approche en pratique avec les nouvelles données découlant de l'Enquête sur la population active (EPA) remaniée. L'approche générale s'inspire étroitement de travaux que nous avons publiés auparavant (Jones & Riddell, 1998, 1999), lesquels trouvent leur fondement dans une recherche antérieure de Flinn & Heckman (1983). Cette approche consiste essentiellement à utiliser des données sur les *résultats d'ordre comportemental* – par exemple si une personne sera employée dans l'avenir – en tant que moyen de tester les différences entre diverses variables liées à la population active. Plus spécifiquement, elle nous permet d'ordonner divers groupes de la population inactive selon leur similarité comportementale avec les chômeurs.

Le taux de chômage et le taux de participation à la population active sont des mesures de l'activité sur le marché de travail qui sont largement utilisées. Ils se fondent tous deux sur la séparation des personnes non employées en deux groupes, à savoir celui des chômeurs et celui des non-participants. Le motif de cette séparation tient au caractère très hétérogène de la population des personnes non employées, certaines présentant un fort degré de participation à la population active, tandis que les autres y participent peu ou pas du tout. Les critères classiques utilisés pour établir cette distinction sont ceux de la « disponibilité pour travailler » et de la « recherche d'emploi ». Les personnes qui sont disponibles pour travailler et cherchent un emploi sont classées dans les chômeurs (C), et les autres dans les personnes hors de la population active (H).

Cette méthode de classification des activités s'est révélée utile dans le suivi et l'analyse de l'évolution de l'économie et du marché du travail. Cependant, on reconnaît aussi généralement que les comportements des individus sont très variés et que toute catégorisation simple en fonction des deux situations par rapport à la population active aura peu de chances de traduire adéquatement cette variété de comportements. Par conséquent, il pourra exister certains désaccords quant à la meilleure façon de distinguer le chômage de l'inactivité. Il y a donc un besoin de mesures supplémentaires de la situation par rapport à la population active de façon à ce que la diversité puisse être plus clairement exprimée.

Les difficultés ont trait aux « zones grises » qui apparaissent inévitablement lorsqu'on établit une distinction nette entre le chômage et l'inactivité. On pourra relever dans chacun des deux groupes un degré d'hétérogénéité marqué. Plus précisément, certains chômeurs pourront être plus enclins que d'autres à chercher du travail. De même, certains inactifs pourront présenter un degré de participation à la population active plus élevé que les autres. Du fait de ces difficultés, on pourra observer des variations dans la façon dont on interprète dans différents pays de grands concepts comme la disponibilité pour travailler et la recherche d'emploi. On pourra aussi observer au fil du temps des variations dans les définitions utilisées par un même pays.

Il est possible d'illustrer ces différences de plusieurs exemples. Les États-Unis exigent qu'une personne se livre à une « recherche d'emploi active » pour pouvoir être classée dans les chômeurs, tandis qu'au Canada et dans la majorité des autres pays de l'OCDE, toute méthode de recherche d'emploi, y compris les « méthodes de recherche passive », est considérée comme suffisante. Un autre exemple est celui des « travailleurs

découragés », c'est-à-dire des personnes qui déclarent qu'elles voudraient travailler, tout en disant qu'elles ne cherchent pas de travail parce qu'elles croient qu'aucun emploi n'est disponible. Les travailleurs découragés étaient inclus, du moins en principe, dans les chômeurs au Canada avant 1975, et aux États-Unis avant 1967, mais ils sont maintenant classés dans les inactifs[1]. Le classement des étudiants à plein temps et des étudiants à temps partiel est un autre domaine où différents pays ont adopté différentes procédures (voir Statistique Canada, 1998, pour avoir des précisions sur les différences actuelles entre le Canada et les États-Unis).

La méthode classique pour traiter ces délicates questions de mesure a consisté à recourir au raisonnement a priori à l'égard des définitions pertinentes, en tenant compte en même temps des comportements déclarés par les répondants des enquêtes. Par exemple, la majorité des pays se fondent sur la recherche d'emploi plutôt que sur un critère plus faible tel que le désir exprimé de travailler, invoquant en cela le fait que les personnes qui cherchent du travail montrent par leur comportement un fort degré de participation à la population active. Les personnes qui affirment vouloir travailler sans chercher de travail ne fournissent pas une preuve de participation à la population active suffisante pour justifier un classement chez les chômeurs. Suivant ce raisonnement, il conviendra de classer les « travailleurs découragés » dans les non-participants plutôt que dans les chômeurs.

On recourt au même genre de raisonnement pour justifier l'exigence relative à la « recherche d'emploi active » pour l'inclusion dans les chômeurs, ce qui amène à considérer comme des inactifs les personnes qui se livrent uniquement à une « recherche

[1] Dans les deux pays, il est en pratique difficile de savoir dans quelle mesure les travailleurs découragés étaient inclus parmi les chômeurs.

passive », par exemple en « consultant les offres d'emploi ». Dans cette optique, comment pourrions-nous considérer qu'une personne qui s'est limitée à consulter les offres d'emploi aborde la recherche d'emploi avec suffisamment de sérieux pour être considérée comme un chômeur?

L'approche classique comporte des avantages importants. Les classifications sont fondées sur les activités observables et sont pour l'essentiel uniformes d'un pays à l'autre aussi bien que dans le temps. En raison du désir de données qui permettent des comparaisons internationales, cette méthode de mesure des activités par rapport à la population active est aujourd'hui largement utilisée. Elle a notamment été adoptée ces dernières années par bon nombre de pays européens qui utilisaient pour ces fins des données administratives sur les programmes de prestations d'assurance-chômage.

Dans cet article, nous complétons la classification a priori de la situation par rapport à la population active par de l'information sur les résultats d'ordre comportemental. Nous classons les personnes dans une même catégorie de situation par rapport à la population active lorsqu'elles présentent des comportements comparables en ce qui a trait à leur situation ultérieure par rapport à la population active. Par exemple, nous pourrons considérer que deux groupes présentent un même degré de participation à la population active s'ils affichent une probabilité égale d'exercer un emploi dans une période ultérieure. Cette méthode suppose donc d'examiner les comportements de transition vers la population active de divers sous-ensembles de chômeurs et d'inactifs.

Il est possible d'utiliser ce genre d'information probante pour identifier des groupes dont il serait justifié d'envisager l'inclusion dans les mesures supplémentaires du chômage, l'objet principal de ce rapport. Plus précisément, certains sous-ensembles de

personnes classées dans les inactifs pourront présenter des comportements de transition qui se rapprochent davantage de ceux des chômeurs que de ceux des autres inactifs. Dans ces circonstances, les groupes dont le comportement se rapproche le plus de celui des chômeurs constituent, suivant cette approche, de meilleurs candidats à l'inclusion aux fins de toute mesure supplémentaire du chômage que les groupes dont les comportements de transition se rapprochent moins de ceux des chômeurs.

Notre première recherche dans ce domaine se fondait sur des données de l'Enquête sur les perspectives d'emploi (EPE) pour la période de 1979 à 1992. Réalisée la plupart du temps en mars au cours de cette période, l'EPE servait à demander aux personnes non employées qui ne cherchaient pas de travail si elles désiraient travailler et, le cas échéant, les raisons pour lesquelles elles ne cherchaient pas d'emploi. Nous désignons celles qui désirent travailler sous le nom de personnes « aux limites de la population active », et les autres sous le nom de personnes « inactives ». Cela équivaut à scinder la catégorie des personnes hors de la population active (H) en deux sous-ensembles, soit celui des personnes aux limites de la population active (L) et celui des personnes inactives (I). En établissant des liens entre les données de l'EPE du mois de mars avec les données de l'EPA du mois suivant, il est possible de comparer les comportements de transition vers la population active des chômeurs (C), des personnes aux limites de la population active (L) et des personnes inactives (I).

Il est possible également d'appliquer cette méthodologie à l'égard du caractère hétérogène à l'intérieur de la catégorie des chômeurs. Par exemple, on peut comparer les comportements de transition des chercheurs d'emploi « actifs » et « passifs », et les comportements de ces deux groupes peuvent être comparés avec ceux des personnes aux

limites de la population active aussi bien que des autres sous-ensembles dans la catégorie des inactifs.

Cette approche générale semble offrir un moyen prometteur d'utiliser l'information probante pour résoudre des questions délicates liées à la meilleure façon de mesurer le chômage et la participation à la population active ainsi que les questions connexes liées à la meilleure façon de concevoir des mesures supplémentaires du chômage. Nous ne prétendons pas qu'il est possible de régler ces questions uniquement au moyen de cette information probante. Toutefois, nous croyons que cette approche peut faciliter la prise de décisions plus éclairées au sujet de ces questions importantes.

Les résultats présentés dans ce document se fondent sur les données de l'Enquête sur la population active pour la période de janvier 1997 à avril 1999. L'EPA a récemment fait l'objet d'une refonte majeure. La nouvelle version de l'enquête est utilisée depuis janvier 1997. Du fait des modifications apportées au questionnaire, il sera utile d'essayer de déterminer si les résultats de notre précédente recherche fondée sur l'EPE (supplément de l'EPA) restent valides dans le contexte de l'enquête remaniée. En outre, des facteurs saisonniers pourront jouer un rôle important dans la détermination de l'activité et de la situation par rapport à la population active. Ces facteurs n'ont forcément pas été pris en compte dans nos travaux antérieurs, qui étaient fondés sur les EPE, lesquelles ont presque toutes été réalisées au mois de mars. La nouvelle EPA fournit une information mensuelle sur le désir de travailler chez les personnes qui ne cherchent pas de travail, de même que sur les raisons pour lesquelles elles n'en cherchent pas. Par conséquent, l'information dont nous disposons sur le groupe aux limites de la population active est plus riche qu'auparavant.

En ce qui concerne la structure du rapport, la partie suivante fournit des explications plus détaillées sur la méthodologie. Les autres parties présentent de l'information probante concernant les transitions vers la population active de divers sous-ensembles de personnes non employées. Nous examinons premièrement le comportement des trois groupes dont il a déjà été question, à savoir les chômeurs, les personnes aux limites de la population active et les personnes inactives. Suit un examen de l'hétérogénéité à l'intérieur de la catégorie des chômeurs. Sont examinées premièrement les différences entre les personnes mises à pied temporairement, celles dont l'emploi commencera à une date future et les chercheurs d'emploi. Dans une partie ultérieure sont examinées les différences entre les chercheurs d'emploi, selon les méthodes de recherche d'emploi, ce qui inclut les méthodes « actives » et « passives ».

Le reste du rapport porte sur l'hétérogénéité chez les personnes classées hors de la population active. On y aborde les différences relevées dans la catégorie des personnes aux limites de la population active, selon les raisons invoquées par les intéressés pour ne pas chercher de travail. Est incluse une analyse sur les travailleurs découragés. La partie suivante fournit une analyse des différences relevées dans la catégorie des personnes inactives, notamment entre les personnes ayant un « emploi devant commencer à une date éloignée » et le reste des personnes inactives. L'avant-dernière partie présente d'autres résultats officiels de nos divers tests d'équivalence, lesquels corroborent dans une large mesure l'information probante présentée dans les sections précédentes. La dernière partie est un résumé de nos conclusions.

II. Aperçu méthodologique

On peut résumer la méthodologie de cette recherche en parlant d'un modèle de Markov des situations et transitions associées à la population active. Supposons par exemple que nous envisagions l'existence de quatre situations distinctes par rapport à la population active : emploi (E), chômage (C), aux limites de la population active (L) et population inactive (I). Pour les situations E et C, nous utilisons les définitions classiques, tandis que pour définir les situations L et I, nous divisons le groupe des personnes hors de la population active (H) en deux sous-groupes appelés L et I (correspondant au groupe des personnes hors de la population active H = L + I). L et I peuvent être définis de diverses façons. Une approche à laquelle nous avons recouru dans un travail précédent consistait à inclure dans le groupe L (aux limites de la population active) les personnes qui, sans être sur le moment à la recherche d'un emploi (et n'étaient pas classifiées de ce fait dans les chômeurs), avaient déclaré qu'elles « désiraient un emploi ». Si nous nous penchons ensuite sur la probabilité d'une transition d'une situation vers une autre, d'un mois au suivant, la restriction de Markov suppose que cette probabilité est entièrement déterminée par la situation actuelle par rapport à la population active. (Ce qui exclut par conséquent les situations où la probabilité de transition est fonction de la durée de la période pendant laquelle une personne est restée dans une situation donnée).

Dans cette structure de Markov, le fait de déterminer si deux situations par rapport à la population active sont équivalentes sur le plan du comportement équivaut à vérifier si les probabilités de transition à partir de ces deux situations sont égales, indépendamment ou non d'un ensemble de variables explicatives observables. Par exemple, si nous appelons *pLE* la probabilité de transition d'un mois à l'autre de la situation L à la

situation E et que nous faisons de même pour les autres situations, une vérification de l'équivalence de L et I équivaudra à vérifier si les conditions

$$pLE = pIE \qquad (1a)$$

$$pLC = pIC \qquad (1b)$$

sont respectées conjointement à l'examen des données. Si cet exemple était valide, cela signifierait qu'il n'existe pas de différence notable entre L et I de ce point de vue comportemental orienté vers l'avenir, et la répartition usuelle des activités par rapport à la population active en trois situations (E, C et H, où H représente la situation d'inactif et équivaut à la somme de L et I) serait adéquate.

De même, une vérification de l'équivalence de C et L suppose de vérifier si les conditions

$$pCE = pLE \qquad (2a)$$

$$pCI = pLI \qquad (2b)$$

sont conjointement respectées. Si ces restrictions sont valides, on peut affirmer qu'il n'y a pas de différence notable sur le plan du comportement entre les personnes qui cherchent du travail et celles qui désirent travailler mais ne cherchent pas de travail. Dans une telle situation, cette méthodologie supposerait que la mesure du chômage devrait se fonder sur le désir de travailler plutôt que sur la recherche d'emploi.

Il est certes possible que les deux couples de restrictions [1a et 1b et 2a et 2b] soient invalidés par les données. En un tel cas, C et L constituent des situations distinctes sur le plan du comportement relatif à la transition vers la population active. De même, L et I sont des situations distinctes. Dans ce cas, il pourrait être possible de classer les situations en fonction du degré de participation à la population active. Par exemple, nous

pourrions constater (comme cela a été le cas dans notre recherche antérieure – voir Jones et Riddell, 1999) que pCE > pLE > pIE et pCC > pLC > pIC et pCH < pLH < pIH[2]. Par conséquent, L est une situation intermédiaire entre C et I en ce que les personnes aux limites de la population active sont plus susceptibles de trouver du travail que les personnes inactives, mais moins susceptibles d'en trouver que les chômeurs, tandis que la probabilité d'un retrait de la population active est la moins élevée pour les chômeurs et la plus élevée pour les personnes inactives. Une telle constatation signifierait que les personnes aux limites de la population active se distinguent des chômeurs, mais qu'elles sont tout de même plus près des chômeurs que les personnes inactives sous l'aspect du degré de participation à la population active. Si l'on obtenait de tels résultats, le groupe L représenterait un meilleur choix que le groupe I pour les besoins de toute mesure supplémentaire du chômage.

Comme dans l'exemple que nous venons de voir, nos procédures permettent de vérifier l'équivalence de diverses situations, y compris de celles de sous-catégories de chômeurs (p. ex., en fonction de différentes méthodes de recherche d'emploi) et de sous-catégories dans le groupe aux limites de la population active (par exemple en fonction du motif invoqué pour « ne pas chercher » un emploi). De plus, il est possible d'établir par estimation des modèles des déterminants des probabilités de transition et de vérifier si le même modèle par estimation est valide pour les deux situations d'origine, ce qui permet de mettre le cadre à l'épreuve en fonction de cette structure de modèle et de l'ensemble connexe de variables explicatives.

---

[2] Dans notre recherche antérieure, nous pouvions observer quatre situations (E, C, L, I) pour le mois d'origine et trois situations (E, C, I) pour le mois de destination. Dans cet article, nous pouvons observer les quatre situations pour les deux mois, ce qui fait que la dernière inégalité serait pCI < pLI < pII.

Enfin, il est possible également d'étudier la structure des probabilités de transition sur une période plus longue. Nous l'avons fait de deux façons. Premièrement, nous examinons les taux moyens de transition vers l'emploi au troisième, au quatrième, au cinquième et au sixième mois après la date de l'enquête (en complément de l'étude de l'emploi au deuxième mois dont il a été fait état à ce jour). Par exemple, nous étudions la probabilité de transition vers l'emploi, disons au quatrième mois, en fonction de la situation déclarée au premier mois (et en faisant abstraction de ce qui a pu se passer dans l'intervalle). Comme il est indiqué plus loin dans l'examen des données, nous devons utiliser des échantillons plus petits lorsque nous examinons des périodes plus longues en raison de la structure du groupe de rotation de l'EPA. Deuxièmement, nous examinons également le taux moyen de transition vers l'emploi au cours de *tout* mois ultérieur visé par l'enquête. La première méthode, fondée sur l'observation à un moment déterminé dans le temps, est celle qui correspond le mieux à la situation par rapport à l'emploi dans l'EPA au cours d'une semaine de référence. À remarquer toutefois qu'il pourra être instructif d'utiliser les deux approches. Comme le volume des résultats est imposant et que ces derniers concordent dans l'ensemble avec les résultats obtenus avec l'approche initiale de mois à mois, nous résumons les conclusions clés dans le texte, sans présenter les éléments de preuve tabulaires et graphiques détaillés.

III. Aperçu des données

Les données que nous utilisons proviennent des récentes Enquêtes sur la population active (EPA) et couvrent la période de janvier 1997 à avril 1999. Nous employons donc les données de la « nouvelle » EPA, laquelle inclut chaque mois, entre

autres choses, des questions détaillées qui permettent d'analyser suivant une gradation fine la situation par rapport à la population active des personnes sans emploi[3]. Du fait de l'approche comportementale fondée sur les résultats que nous utilisons, il nous faut utiliser des enregistrements liés afin de pouvoir comparer la réponse fournie à l'enquête par une personne au cours d'un mois donné aux résultats obtenus par cette personne par rapport à la population active les mois suivants. L'établissement des liens fait appel à la structure du groupe de rotation de l'EPA, suivant laquelle les répondants restent dans la base de sondage pendant six mois consécutifs. Par conséquent, les cinq sixièmes de l'échantillon d'un mois donné peuvent faire l'objet de comparaisons avec les personnes correspondantes le mois suivant. De même, pour les quatre sixièmes de l'échantillon, la comparaison peut porter sur deux mois par rapport au mois de départ, et ainsi de suite. Le sixième mois après un mois donné, un sixième de l'échantillon original reste couvert par l'EPA.

Dans ce contexte, il convient de souligner que les données présentées ici sont meilleures que les données utilisées dans notre recherche précédente, surtout parce que les réponses aux mêmes questions concernant la situation par rapport à la population active sont disponibles à l'égard de chacun des mois à l'étude. Par contraste, dans notre précédent travail, fondé sur des données de l'Enquête sur les perspectives d'emploi (EPE) comparées avec les données de l'EPA ultérieures et faisant appel à la version de l'EPA d'avant 1997, nous ne disposions pas des mêmes renseignements au sujet des situations initiales (tirés de l'EPE) et des situations finales (tirés de l'EPA). Cela a entraîné

---

[3] Pour obtenir une description de l'EPA et de la version 1997 du questionnaire de l'enquête, voir le *Guide de l'Enquête sur la population active* (n° 71-543-GIF au catalogue) sur le site Web de Statistique Canada (http://www.statcan.ca/francais/concepts/labour/index_f.htm).

certaines limitations d'ordre économétrique, et certaines hypothèses dignes d'intérêt n'ont pu être vérifiées au moyen de ces données. Heureusement, la structure de l'EPA en place depuis janvier 1997 permet la détermination de ces gradations plus fines des situations par rapport à la population active au cours de chacun des mois à l'étude, de sorte que les résultats présentés ici sont plus clairs et plus fiables.

IV. Résultats empiriques

Nous ferons état premièrement des tendances de base relevées dans les données, en examinant les valeurs moyennes pour la période d'échantillonnage et l'évolution des probabilités de transition au cours de la période de janvier 1997 à avril 1999. Comme ces résultats simples sont très instructifs, nous présentons une bonne quantité de ces données, le plus souvent sous forme graphique, afin de permettre un examen des sous-catégories à l'intérieur des situations usuelles par rapport à la population active. Nous passons ensuite aux résultats économétriques, lesquels confirment dans une très large mesure les attentes découlant des données non conditionnelles. Enfin, il faut souligner que nous avons aussi examiné une multitude de résultats connexes relatifs aux transitions à plus long terme. Ces résultats présentent un volume trop imposant pour pouvoir être présentés ici. Ces résultats connexes viennent compléter les conclusions principales et concordent dans une large mesure avec ces dernières. Plus loin, nous faisons des observations sur ces conclusions supplémentaires dans les cas où il est possible d'en tirer des leçons particulières.

V. Comportement de transition à partir des trois situations de non-emploi

Le Tableau 1 indique les taux moyens de transition (aussi appelés « *hazards* » en anglais) d'un mois à l'autre pour la période de janvier 1997 à avril 1999. La première section présente le taux moyen de transition des trois situations de non-emploi (C, L et I) vers les quatre catégories (E, C, L et I). En ce qui concerne le taux de transition vers l'emploi, nous relevons une nette différence entre C et L en tant que situations initiales, le taux de transition à partir de la situation de chômeur s'établissant à environ 21 %, soit près du double du taux enregistré pour le groupe aux limites de la population active (12 %). Par ailleurs, nous relevons en outre un net écart entre le groupe L et le groupe I (inactifs), le taux de transition pIE étant de seulement 3 %. Nous considérons qu'il s'agit là d'écarts marqués, et faisons observer qu'ils concordent avec nos conclusions antérieures découlant de la comparaison EPE-EPA, qui faisait par exemple ressortir des taux de transition d'un mois à l'autre de 18 %, 12 % et 3 % pour pCE, pLE et pIE respectivement pour la période de 1979 à 1981, et de 16 %, 12 % et 3 % respectivement pour la période de 1984 à 1991. Comme c'était le cas dans cette précédente recherche, nous avons des raisons de penser que ces différences initiales traduisent une réelle différence de comportement aussi bien entre C et L qu'entre L et I. Les vérifications statistiques de ces hypothèses et d'hypothèses connexes sont présentées ci-après.

Le reste de la première section du Tableau 1 montre les tendances liées aux taux de transition vers les trois situations de non-emploi (C, L et I). Pour chaque situation finale, nous relevons une nette différence entre les situations initiales C et L et entre les situations initiales L et I. En ce qui concerne le taux de transition vers C, la moyenne à partir de L est de 22 %, soit près de dix fois plus élevée que le taux de transition pIC

(2,4 %), tandis que le taux de transition vers I, appelé pLI, est de près de 33 %, alors que pCI est de 13 %. Dans chaque cas, les termes diagonaux (pCC, pLL et pII) présentent les valeurs les plus importantes. L'examen de ces termes diagonaux révèle que L est la situation la moins stable, la probabilité de rester aux limites de la population active d'un mois au suivant étant de seulement un tiers, tandis que I est la situation la plus stable, la probabilité de rester inactif s'établissant à 93 %. Dans l'ensemble, les tendances liées aux taux de transition à partir de la situation de non-emploi concordent avec les conclusions relatives aux trois taux de transition vers l'emploi. En effet, C, L et I semblent avoir des conséquences sensiblement différentes sur le plan du comportement. Qui plus est, nous relevons un net ordonnancement des trois situations de non-emploi; en effet, pCE > pLE > pIE, de même que pCC > pLC > pIC, de même que pII > pLI > pCI, ce qui permet de penser que L est une situation intermédiaire entre C et I en ce qui a trait à la participation à la population active.

Les propriétés chronologiques de ces divers taux de transition sont présentées aux Figures 1 à 4 pour les transitions vers E, C, L et I respectivement. Nous observons une fluctuation de ces taux de transition au fil du temps, situation que nous attribuons en partie aux facteurs saisonniers et en partie à des changements à long terme. Cependant, en conformité avec les valeurs moyennes indiquées au Tableau 1, les taux de transition sont nettement séparés dans chaque cas. Il existe donc une stabilité marquée au fil du temps dans le classement de ces trois situations de non-emploi, caractéristique qu'avait également fait ressortir notre recherche précédente, fondée sur les données liées des EPE-EPA.

Enfin, nous parlons brièvement des caractéristiques des transitions échelonnées sur une période de plus d'un mois ainsi que de la façon dont ces mesures se comparent à celles présentées dans le texte. Il faudra garder à l'esprit que pour les analogues ponctuels des résultats d'un mois à l'autre, le mois de destination correspond le plus souvent au mois 3, 4, 5 ou 6 de la période visée par l'enquête. Fait digne de mention, le classement des situations reste constant quelles que soient les durées. Par comparaison avec les valeurs présentées sous forme graphique à la Figure 1, le passage à une période plus longue fait augmenter les taux de transition, comme on pourrait s'y attendre (p. ex., dans la Figure 1, pCE se situe entre 0,15 et 0,30, tandis que pour une période de six mois, il se situe entre 0,30 et 0,50). De même, l'application du critère « ayant déjà occupé un emploi » fait augmenter tous les taux de transition (sur un intervalle de six mois, pCE s'établit dans ce cas entre 0,40 et 0,65), mais une fois encore, le classement des trois probabilités de transition reste le même (pCE > pLE > pIE), et ces trois probabilités présentent des écarts assez marqués les unes par rapport aux autres. Dans l'ensemble, nous arrivons à la conclusion, en nous fondant sur ces éléments de preuve et sur certains autres concernant les mouvements à long terme, que les résultats centraux ne sont pas influencés par les éléments de preuve relatifs aux transitions d'un mois à l'autre utilisés dans le corps de ce rapport et que l'utilisation de mesures de rechange fondées sur des intervalles de temps plus longs débouche sur des conclusions comparables, dans l'ensemble, concernant les degrés de participation à la population active.

VI. Comportements de transition à partir des sous-catégories de chômeurs

La deuxième section du Tableau 1 présente les taux de transition moyens à partir des trois sous-catégories de chômeurs, soit les personnes mises à pied temporairement (MT), les chercheurs d'emploi (CE) et les personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date ultérieure (DU). Les séries chronologiques connexes sont présentées aux Figures 5 à 8. En ce qui concerne les transitions vers l'emploi, le groupe DU présente le taux de transition de loin le plus élevé (71 % en moyenne). Si nous relevons des fluctuations de ces séries au fil du temps, comme en fait foi la Figure 5, le classement reste le même; les chômeurs du groupe DU sont plus susceptibles de passer à la situation E que ceux du groupe MT, lesquels sont à leur tour plus susceptibles de faire cette transition que ceux du groupe CE. Ces écarts entre les divers taux de transition pCE sont à peu près contrebalancés par les écarts associés aux taux de transition pCC, comme en fait foi la Figure 6, où le classement est parfaitement inversé. Cela ne laisse que de faibles probabilités mensuelles de passer de l'une ou l'autre de ces sous-catégories de chômeurs à la situation L ou I, comme le confirment les moyennes présentées au Tableau 1 et aux Figures 7 et 8. Qui plus est, il n'existe pas de classement clair des taux de transition pCL et pCI pour ces trois sous-catégories.

Une fois encore, si nous recourons à des mesures de rechange des transitions, les résultats changent peu. Il y a bien une hausse des taux de transition, mais les caractéristiques générales restent les mêmes.

Ces résultats permettent d'affirmer que les personnes classées dans le contexte de l'EPA comme des personnes mises à pied temporairement et des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date ultérieure présentent des taux très élevés

de participation à la population active, conclusion qui fait clairement ressortir le bien-fondé de la pratique actuelle consistant à inclure ces deux groupes dans la population des chômeurs.

VII. Comportements de transition, selon la méthode de recherche

La troisième section du Tableau 1 présente les taux de transition moyens associés à six sous-catégories de chômeurs, définies en fonction du recours ou du non-recours déclaré par les répondants à une méthode particulière de recherche d'emploi. Premièrement, nous examinons cette répartition en incluant les personnes qui ont déclaré avoir recouru à une ou plusieurs méthodes de recherche (de sorte que certaines personnes pourront avoir été prises en compte plus d'une fois dans ces moyennes). Plus loin, nous examinons également la répartition selon les méthodes de recherche pour les personnes qui ont déclaré avoir eu recours à une seule méthode de recherche. Comme il a déjà été indiqué, le Tableau donne les valeurs moyennes pour la période visée par l'échantillon, tandis que les graphiques connexes, à savoir les Figures 9 à 12, présentent l'évolution des séries chronologiques.

Les six méthodes de recherche sont identifiées comme suit dans les graphiques : A fait appel à un bureau de placement public (bpp); A communiqué avec des employeurs (emp); A communiqué avec des parents (par); A consulté les offres d'emploi (coe); A répondu à des offres d'emploi (roe); A utilisé une autre méthode (uam). La méthode « A consulté les offres d'emploi » est considérée comme une méthode de recherche « passive » parce qu'aucune mesure pouvant donner lieu à une offre d'emploi n'est prise.

Les cinq autres méthodes sont considérées comme « actives »[4]. La rangée du bas dans la troisième section du Tableau 1 indique également le taux moyen de transition pour les personnes qui ont recouru à une ou plusieurs méthodes actives de recherche, c'est-à-dire pour tous les chercheurs d'emploi à l'exception de ceux qui se sont limités à « consulter les offres d'emploi ».

Chose qui pourra surprendre, on observe peu de variation des taux moyens de transition vers l'emploi en fonction de la méthode de recherche utilisée. La valeur moyenne la plus faible de pCE est 0,174, pour la méthode « A consulté les offres d'emploi », et la valeur la plus élevée est 0,218, pour la méthode « A utilisé une autre méthode », et la fourchette des valeurs est assez restreinte. De même, les trois autres taux de transition (vers C, L et I) indiqués dans les colonnes suivantes de cette section du Tableau 1 mettent en évidence un haut degré d'uniformité pour les différentes méthodes de recherche. De plus, même si les graphiques des Figures 9 à 12 révèlent certaines fluctuations au fil du temps – dont certaines semblent présenter un caractère saisonnier – les séries de points évoluent de fait plus ou moins à l'unisson.

La quatrième section du Tableau 1 indique les taux de transition moyens selon les catégories de recherche d'emploi chez les personnes qui ont déclaré avoir utilisé une seule méthode de recherche. Quand les données sont organisées de cette façon, nous relevons des variations sensiblement plus marquées des probabilités de transition associées aux différentes méthodes de recherche. La méthode de recherche passive (A consulté les offres d'emploi) présente alors une probabilité moyenne de transition vers

---

[4] Le *Bureau of Labour Statistics* considère toute méthode de recherche d'emploi dont le résultat potentiel direct ne peut être une offre d'emploi comme «passive». Le fait de consulter les offres d'emploi fournit de l'information au sujet des emplois disponibles mais en l'absence d'une action supplémentaire (comme répondre aux offres d'emploi), le résultat direct ne pourra être une offre d'emploi. Selon cette distinction,

l'emploi de 0,124, soit près de la moitié de la valeur du taux de transition le plus élevé. Par contraste, les catégories « A communiqué avec des employeurs » et « A utilisé une autre méthode » présentent de façon régulière des taux élevés de transition vers l'emploi, assortis de moyennes plus faibles du taux de transition pCC pour ces deux méthodes de recherche.

Au moment d'interpréter ces données, il faudra se rappeler que bon nombre de chercheurs d'emploi ont recours à plus d'une méthode de recherche au cours d'un mois donné. Il serait faux de conclure, à la lecture du Tableau 1, que la méthode de recherche « A consulté les offres d'emploi » est la moins efficace, bien que ce soit le cas pour le sous-ensemble des personnes qui ont utilisé une seule méthode de recherche.

Il faut également garder en tête que les décisions des individus quant aux méthodes de recherche d'emploi qu'ils utilisent sont affectées par leur situation économique et varieront probablement systématiquement selon les perspectives d'emploi, la durée écoulée depuis le début du chômage et la situation du ménage. Ces taux moyens de transition représentent donc le comportement des individus qui ont choisi d'utiliser telle ou telle méthode de recherche d'emploi, et ne peuvent être interprétées comme une preuve de ce qui devrait se produire pour un individu choisi au hasard à qui on aurait assigné une méthode de recherche d'emploi particulière.

VIII. Comportements de transition des chercheurs d'emploi actifs et passifs

Une autre question importante dans le contexte de la mesure de la participation à la population active consiste à savoir s'il existe une différence entre les résultats au

---

«a fait appel à un bureau de placement public» et «a communiqué avec des parents ou amis» peuvent également être considérés comme des méthodes passives.

regard des comportements futurs entre les personnes qui se livrent à une recherche active d'emploi et celles qui recourent uniquement à des méthodes de recherche passives. Nous abordons cette question aux Figures 13 à 16, et nous y comparons les comportements relatifs à la population active des chercheurs actifs et passifs avec les comportements dans le groupe aux limites de la population active. En outre, les taux moyens de transition pour les chercheurs actifs et passifs sont indiqués aux sections 3 et 4 du Tableau 1[5].

Les trois taux de transition vers l'emploi indiqués sous forme graphique à la Figure 13 présentent des caractéristiques relativement stables. Le taux de transition à partir d'une recherche active (pAE) est le plus élevé dans chacun des mois, se situant entre 13 % et 25 %, tandis que les taux de transition à partir d'une recherche passive (pPE) et d'une situation aux limites de la population active (pLE) restent assez rapprochés les uns des autres, leur valeur étant d'environ cinq points plus faible, en moyenne, que les valeurs associées aux méthodes de recherche active. Le taux de transition pour la méthode de recherche passive fluctue davantage que celui du groupe aux limites de la population active, peut-être en raison de la taille de l'échantillon, mais en moyenne, les différences entre les deux séries sont peu marquées. Cette impression est confirmée au Tableau 1, lequel indique que les taux moyens de transition pLE et pPE sont de 0,116 et 0,124 respectivement. Il est peu probable qu'un tel écart soit statistiquement significatif. Dans la mesure où les chercheurs actifs semblent présenter des comportements différents des chercheurs passifs, ces résultats justifient dans une certaine mesure un protocole qui établit une distinction entre les deux groupes dans la présentation des statistiques sur le chômage. Toutefois, dans la mesure où le groupe des

[5] La majorité des chercheurs utilisent plusieurs méthodes. La recherche «passive» est uniquement le fait des personnes qui ont seulement « consulté les offres d'emploi ».

chercheurs passifs – à l'instar du groupe aux limites de la population active – présente des comportements nettement distincts de ceux de la catégorie I, il semble qu'il ne serait pas adéquat de classer les chercheurs passifs avec le groupe I pour les besoins de la présentation des statistiques.

Si la probabilité d'exercer un emploi le mois suivant est à peu près égale pour les chercheurs passifs et les personnes aux limites de la population active, on relève des différences assez marquées entre les deux groupes pour ce qui est de la probabilité de faire la transition vers une autre situation (C, L, I). De fait, les chercheurs actifs et les chercheurs passifs présentent à ces égards des comportements très similaires (voir les Figures 14, 15 et 16). Par exemple, les taux de transition pAC et pPC se suivent de très près les uns des autres et sont sensiblement plus élevés que pLC. Cela amène à penser que, comparativement à la recherche active d'emploi, la recherche passive ne constitue pas simplement un état de transition dans un cheminement de retrait de la population active. La Figure 16 apporte ici une corroboration : les chercheurs passifs sont légèrement plus susceptibles de passer à une situation d'inactif, en l'étant toutefois beaucoup moins que les personnes du groupe aux limites de la population active.

À l'examen des éléments de preuve relatifs aux transitions à plus long terme, nous constatons que ces conclusions générales restent valides pour ces autres façons de caractériser la dynamique de la population active. Les diverses mesures ponctuelles pour les intervalles de trois, quatre, cinq et six mois font ressortir un classement comparable, les chercheurs actifs présentant un degré de participation à la population active plus élevé que les chercheurs passifs et les personnes du groupe aux limites de la population active. De même, les éléments de preuve associés au critère « ayant déjà occupé un emploi »

mettent en évidence des valeurs plus élevées pour chaque taux de transition (p. ex., pAE se situe alors à environ 0,5 pour un intervalle de six mois, comparativement à une valeur d'environ 0,2 à la Figure 13), mais le classement est préservé de façon constante : pAE est supérieur à pPE et pLE, tandis que ces deux derniers taux de transition présentent des valeurs assez semblables, tant pour ce qui est des moyennes d'échantillon que de la dispersion des séries.

IX. Comportements de transition dans le groupe aux limites de la population active, selon le motif invoqué pour ne pas chercher un emploi

Le groupe aux limites de la population active rassemble diverses catégories de personnes qui invoquent différentes raisons pour ne pas chercher d'emploi tout en déclarant désirer travailler. Les données disponibles permettent de désagréger dans une certaine mesure le groupe L en fonction du motif invoqué pour ne pas chercher un emploi. Les quatre sous-catégories qui sont utilisées ici sont les suivantes : en attente, raisons personnelles, personnes découragées et autres. Le groupe « en attente » inclut les personnes qui « attendent une réponse ou d'être rappelées ». Le groupe « raisons personnelles » inclut les personnes « touchées elles-mêmes par une maladie ou une incapacité », celles qui « prennent soin de leurs propres enfants », celles qui ont « d'autres responsabilités personnelles ou familiales » et celles qui « fréquentent un établissement d'enseignement ». Le groupe des personnes « découragées » inclut celles qui ne cherchent pas de travail parce qu'elles « croient qu'il n'y a pas d'emploi disponible ». Dans notre travail précédent, nous avons relevé un fort degré

d'hétérogénéité dans le groupe aux limites de la population active. Il est donc essentiel ici d'approfondir cette question.

La cinquième section du Tableau 1 indique les taux de transition moyens relatifs aux quatre codes de motif pour le groupe aux limites de la population active, et les Figures 17 à 20 présentent les taux de transition pour l'ensemble de la période d'échantillonnage. Si nous examinons d'abord les divers taux de transition vers l'emploi, nous obtenons un résultat étonnant : le taux de transition à partir de la situation « en attente » (pL(EA)E) est beaucoup plus élevé que les taux de transition associés aux trois autres sous-catégories. Le taux de transition pour la sous-catégorie « en attente » se situe en moyenne à plus de 26 % et présente des valeurs mensuelles atteignant 40 %, contrairement aux trois autres taux de transition, dont les valeurs moyennes se situent dans une fourchette de 6 % à 10 %. Cet écart concorde avec le taux élevé qui avait été relevé dans notre travail précédent pour le groupe « en attente ». De tels résultats montrent que le groupe « en attente » présente un degré de participation à la population active plus fort que le reste des personnes ayant déclaré qu'elles désiraient travailler. Comme le révèle la dernière colonne du Tableau et la Figure 20, la valeur plus élevée de pL(EA)E s'accompagne d'un taux de transition vers I beaucoup plus faible, ce qui signifie que le groupe « en attente » est à la fois plus susceptible de faire la transition vers l'emploi et moins susceptible de se retirer de la population active que les autres membres de la catégorie aux limites de la population active. Enfin, nous constatons que les propriétés particulières du groupe « en attente » existent également pour les transitions échelonnées sur plus d'un mois. Par conséquent, il existe de bonnes raisons de prendre en

compte la sous-catégorie « en attente » de la catégorie aux limites de la population active dans les mesures supplémentaires du chômage.

Un autre point qui mérite d'être souligné à l'examen de ces résultats est le comportement du groupe « découragé », lequel représente une sous-catégorie du groupe aux limites de la population active auquel on a accordé beaucoup d'attention par le passé dans le débat sur les politiques. Nos résultats font ressortir un faible écart entre pL(D)E et les deux autres taux de transition non « en attente » (pL(P)E et pL(A)E), comme le montre clairement la Figure 17. En outre, comme en fait foi la Figure 18, il n'y a pas beaucoup d'écart entre les taux de transition respectifs vers le chômage, bien que le taux associé à la sous-catégorie « raisons personnelles » soit dans ce cas plus faible que pour les trois autres sous-catégories. La sous-catégorie des « personnes découragées » est la plus stable dans le groupe aux limites de la population active, car la probabilité de rester dans le groupe aux limites de la population active (pL(D)L) s'y établit en moyenne à 43 % environ et est supérieure aux probabilités relevées pour les trois autres sous-catégories à l'égard de presque tous les mois (Figure 19). Toutefois, il n'y a pas beaucoup de différence entre les taux de transition vers I des sous-catégories « personnes découragées » et « autres », les deux taux se situant en deçà de celui du groupe « raisons personnelles » (pL(P)I) et au-dessus de celui du groupe « en attente » (pL(EA)I), selon ce qu'indique la Figure 20. Une fois encore, ces conclusions sont corroborées par les mesures des transitions fondées sur des intervalles plus longs. Dans l'ensemble, ces résultats ne corroborent pas l'opinion selon laquelle les chômeurs « découragés » forment une catégorie exceptionnellement particulière dans le groupe aux limites de la population active.

X. Comportements de transition des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date éloignée dans l'avenir et des autres inactifs

Un autre ensemble de questions se pose concernant la participation à la population active et la mesure de la situation par rapport à la population active lorsque nous parlons des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date tombant au-delà de quatre semaines après la date de l'enquête. Nous parlons dans ce cas de personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date éloignée dans l'avenir (CEDE), et nous les incluons dans la catégorie I (parce qu'elles ne satisfont pas aux critères usuels liés à la recherche d'emploi et à la disponibilité qui s'appliquent à la catégorie C). Par conséquent, elles font l'objet d'un traitement différent des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date déterminée dans les quatre semaines suivant l'enquête. Ces dernières, incluses dans la catégorie des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date rapprochée, n'ont pas à satisfaire au critère de la recherche d'emploi pour être incluses dans les chômeurs. La dernière section du Tableau 1 indique les taux de transition moyens du groupe CEDE et du reste du groupe des inactifs (RI). En outre, les Figures 21 à 24 montrent les taux de transition associés à ces deux groupes, par comparaison avec le taux de transition associé au groupe aux limites de la population active.

Le groupe CEDE affiche un taux de transition élevé vers l'emploi (au cours du mois *suivant*). De l'ordre de 25 %, ce taux est de beaucoup supérieur à celui du groupe RI. En outre, les membres du groupe CEDE présentent un taux moyen élevé de transition vers le chômage, de l'ordre d'environ 23 %, par comparaison à 2 % en moyenne pour les

membres du groupe RI. Ces écarts sont attribuables pour l'essentiel à une probabilité beaucoup plus faible qu'un membre du groupe CEDE reste dans la catégorie I le mois suivant, la moyenne s'établissant à moins de 50 % (comparativement à une probabilité de « non-transition » de plus de 93 % dans le groupe RI). Qui plus est, l'évolution de ces valeurs moyennes se reflète également dans les valeurs mensuelles présentées sous forme graphique aux Figures 21 à 24, où le groupe CEDE se distingue nettement du groupe RI au cours de chacun des mois. Il existe donc un haut degré d'hétérogénéité dans l'ensemble du groupe I.

Si nous comparons ensuite le groupe CEDE avec le groupe aux limites de la population active, comme aux Figures 21 à 24, nous constatons que les membres du groupe CEDE présentent une probabilité plus élevée de faire la transition vers l'emploi que les membres du groupe L (Figure 21), bien que les deux groupes affichent des taux moyens de transition vers le chômage assez rapprochés (Figure 22). La série p(CEDE)C est plus irrégulière que la série pLC, probablement du fait de l'erreur d'échantillonnage, mais les tendances centrales restent très similaires. Par conséquent, si on se fonde sur le critère lié aux résultats au regard du comportement lié à l'emploi et au chômage dans le mois suivant, on constate que le groupe CEDE présente certainement un degré de participation à la population active plus élevé que le reste du groupe des non-participants. De fait, les membres de ce groupe affichent également un taux de participation plus élevé que les personnes qui affirmaient désirer travailler (c.-à-d. celles de la catégorie aux limites de la population active).

La définition du groupe CEDE, caractérisée notamment par l'exigence voulant que l'emploi débute au-delà de quatre semaines après la date de l'enquête, nous amène

naturellement à nous interroger au sujet du comportement à l'égard de la population active au cours des mois *ultérieurs*. Comme il a déjà été indiqué, nous avons examiné la question sous deux angles, premièrement en nous fondant sur les taux de transition vers l'emploi aux troisième, quatrième, cinquième et sixième mois après la date de l'enquête, et deuxièmement en nous fondant sur le taux de transition vers l'emploi au cours de *n'importe quel* mois ultérieur couvert par l'enquête. Les résultats obtenus à l'examen de ces intervalles plus longs concordent assez bien avec les résultats initiaux d'un mois à l'autre. Pour chacun des mois successifs, les taux de transition dans le groupe CEDE sont supérieurs aux taux relevés dans les groupes RI et L. De même, les résultats relatifs à l'emploi à toute date ultérieure montrent que p(CEDE)E > pLE au cours de chacun des mois. Par conséquent, les résultats à plus long terme sur le plan de l'emploi corroborent la conclusion selon laquelle le groupe CEDE présente un degré de participation à la population active beaucoup plus élevé que le reste de la catégorie des non-participants.

XI. Résultats économétriques des tests d'équivalence

Après avoir examiné les probabilités non conditionnelles de transition présentées au Tableau 1 et dans les nombreuses figures connexes, il est important d'essayer de déterminer si on obtient les mêmes résultats de façon conditionnelle en fonction d'un ensemble de variables de contrôle observables. Pour ce faire, nous avons estimé un certain nombre de modèles logit multinomiaux et binaires des déterminants des probabilités de transition vers l'emploi et des situations de non-emploi. Ces modèles nous permettent de vérifier les restrictions telles que les équations (1a) et (1b) ou (2a) et (2b). Notre méthode consiste donc essentiellement à déterminer si deux situations initiales

différentes (L et C, par exemple) produisent des ensembles de coefficients estimatifs qui présentent un écart non significatif l'un par rapport à l'autre au sens statistique. De façon équivalente, nous vérifions si nous pourrions simplement *grouper* les deux situations initiales en question et obtenir malgré tout le même modèle estimatif pour la détermination de ces probabilités de transition. Si la différence entre les coefficients estimatifs est de fait non significative, de sorte que l'on pourrait grouper les deux situations sans causer de perte d'information, nous considérerons alors que les deux situations sont équivalentes sur le plan comportemental. À l'inverse, si nous renonçons à grouper les situations et que les deux ensembles de coefficients sont statistiquement différents à un niveau de signification adéquat, nous conclurons que les deux situations sont distinctes sur le plan comportemental.

Les principaux résultats de cette estimation sont présentés au Tableau 2. Dans chacun des cas, le modèle logit multinomial ou binaire estimatif contient les variables explicatives suivantes : âge, éducation, sexe, état matrimonial et province. Les modèles font l'objet d'estimations distinctes pour chacun des échantillons mensuels. Afin de faciliter l'interprétation, nous indiquons les valeurs p en plus des valeurs du ratio de vraisemblance.

Pour chaque échantillon, les tests montrent clairement l'absence d'équivalence entre L et I et entre C et L. En font foi les valeurs élevées du ratio de vraisemblance dans les colonnes 4 et 5 du Tableau 2 et les valeurs p de 0,00 pour tous les mois dans les deux tests. Ces tests statistiques officiels confirment donc les éléments de preuve tirés du Tableau 1 et des Figures 1 à 4, selon lesquels C, L et I sont des situations distinctes.

Les tests d'équivalence pour la recherche active et la recherche passive sont beaucoup moins concluants. Pour sept des échantillons, l'équivalence A=P n'est pas rejetée au niveau de signification de 5 % (c.-à-d. que la valeur p est égale ou supérieure à 0,05), et pour tous les échantillons, les valeurs des variables à tester sont beaucoup plus faibles. De tels résultats donnent à penser que les chercheurs actifs et les chercheurs passifs ne se distinguent pas clairement les uns des autres pour ce qui est du degré de participation à la population active, bien que leur comportement soit quelque peu différent au cours de certains mois. Par contraste, les tests logit binaires rejettent clairement l'équivalence de la recherche passive (P) avec la situation de personne hors de la population active (H=L+I), cela pour tous les échantillons. Par conséquent, en ce qui a trait au degré de participation à la population active, les chercheurs passifs semblent se rapprocher davantage des chercheurs actifs que des non-participants.

XII. Conclusions

Le présent rapport fait appel à la méthodologie et aux techniques que nous avons utilisées dans une recherche récente pour étudier le degré de participation à la population active en nous fondant sur les données canadiennes les meilleures et les plus récentes, tirées des EPA de 1997 à 1999. L'objectif consiste à mettre cette approche en pratique aux fins de la sélection de mesures supplémentaires du chômage. L'approche en question fait appel aux résultats sur le plan du comportement pour déterminer un ensemble adéquat de catégories liées à la population active, l'idée maîtresse étant que les membres d'un groupe seront considérés comme ayant un degré de participation à la population active plus élevé que ceux d'un autre groupe s'ils présentent une probabilité plus forte d'exercer un emploi pendant une période donnée dans l'avenir et une probabilité plus

faible de se retirer de la population active. Nous croyons que cette approche représente un ajout important aux méthodes existantes de catégorisation, qui reposent essentiellement sur des renseignements d'actualité fournis par les intéressés. Nous tenons toutefois à rappeler que selon nous, ces éléments de preuve ne peuvent à eux seuls permettre de régler toutes les questions litigieuses.

Le rapport présente bon nombre de constatations, mais il pourra être utile de résumer comme suit les principaux résultats obtenus par l'application de cette méthodologie aux données des récentes EPA.

a) Si nous scindons le groupe des non-employés en trois sous-catégories possibles (chômeurs (C), personnes aux limites de la population active (L) et inactifs (I)), nous relevons de nettes différences de comportement entre chacune des paires de sous-catégories. Les chômeurs décrochent des emplois beaucoup plus rapidement que les membres du groupe aux limites de la population active, lesquels présentent à leur tour une probabilité de transition vers l'emploi quatre fois plus élevée que les membres du groupe des inactifs.

b) Les différences entre les situations de non-emploi C, L et I pour ce qui est des probabilités connexes de transition vers l'emploi ont été relativement stables au fil du temps ces dernières années, ce qui concorde avec les résultats de notre recherche antérieure, fondés sur l'ensemble de données EPE-EPA pour la période de 1979 à 1992.

c) Ces différences dans les taux de transition vers l'emploi trouvent également leur contrepartie dans l'évolution analogue des transitions vers

les trois autres situations (C, L et I). Si nous considérons les quatre situations finales, nous arrivons à la conclusion que L est une situation intermédiaire distincte qui est située entre C et I pour ce qui est de la participation à la population active.

d) Ces différences sont également manifestes pour les intervalles de temps plus longs (c.-à-d. les mois 3 à 6 après l'enquête initiale), et aussi lorsqu'on utilise une mesure de rechange (a « déjà » exercé un emploi) après le mois de l'enquête initiale. Nous ne relevons donc rien d'inhabituel dans le comportement d'un mois à l'autre.

e) En ce qui a trait à l'hétérogénéité chez les chômeurs, le groupe des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date ultérieure présente le plus fort taux de transition vers l'emploi. Viennent ensuite les personnes mises à pied temporairement. Les chercheurs d'emploi dans leur ensemble présentent une plus faible probabilité de transition vers l'emploi. De tels résultats confirment la validité de la pratique actuelle qui consiste à inclure dans les chômeurs les personnes mises à pied temporairement et celles qui commenceront à exercer un emploi à une date ultérieure.

f) Dans le groupe des chercheurs d'emploi, nous constatons que les différentes méthodes déclarées de recherche ne présentent pas de variation marquée des taux de transition vers l'emploi. Cela pourrait être attribuable à l'utilisation de plusieurs méthodes de recherche d'emploi par bon nombre de chercheurs d'emploi et au fait que ces derniers choisissent les

méthodes dont ils pensent qu'elles seront les plus efficaces dans leur situation. Toutefois, nous relevons certaines différences entre les chercheurs « actifs » et les chercheurs « passifs ». En moyenne, la recherche active est plus susceptible de déboucher sur l'obtention d'un emploi que la recherche passive. Toutefois, les tests statistiques officiels ne rejettent pas l'équivalence de la recherche active et de la recherche passive dans tous les échantillons. Dans la mesure où il existe des différences dans ces résultats selon la catégorie de méthode de recherche, nos résultats justifient dans une certaine mesure la présentation distincte des statistiques sur la recherche active et la recherche passive. Cependant, les tests rejettent sans équivoque l'équivalence des chercheurs passifs avec les inactifs; par conséquent, nos résultats ne pourraient être invoqués pour justifier une agrégation des chercheurs passifs avec les personnes classées dans les inactifs.

g) Dans le groupe aux limites de la population active, nous relevons également certaines preuves d'hétérogénéité. La sous-catégorie des personnes « en attente » présente une probabilité plus élevée de transition vers l'emploi que le reste du groupe aux limites de la population active. Un tel résultat amène à penser que les personnes qui déclarent désirer travailler mais ne cherchent pas de travail parce qu'elles « attendent une réponse ou un rappel » mériterait que l'on envisage sérieusement de les inclure dans les mesures supplémentaires du chômage.

h) Il n'existe pas de différence marquée en ce qui a trait au comportement ultérieur à l'égard de la population active entre le groupe des personnes « découragées » et le reste de la catégorie aux limites de la population active. Cela donne à penser que les travailleurs découragés ne présentent pas un degré de participation à la population active plus élevé que ceux qui désirent travailler et ne cherchent pas de travail « pour une raison personnelle » ou « pour une autre raison ».

i) Enfin, nous relevons également une certaine hétérogénéité dans le groupe des inactifs. Cela tient essentiellement au degré élevé de participation observé dans le groupe des personnes qui commenceront à exercer un emploi à une date éloignée dans l'avenir, le taux de transition vers l'emploi de ces personnes étant grandement supérieur à celui qui est enregistré chez les autres inactifs. Cette conclusion est renforcée à l'examen des taux de transition à plus long terme. Il est naturel de se livrer à un tel examen lorsqu'il est question d'emplois qui sont censés débuter au-delà de quatre semaines plus tard.

Dans l'ensemble, les résultats de l'étude concordent étroitement avec les conclusions de notre travail antérieur. Les données utilisées ici sont plus riches que les données du tandem EPE-EPA avec lesquelles nous avons travaillé auparavant, surtout parce qu'elles permettent de déterminer une gamme de situations par rapport à la population active aussi bien dans le mois initial que dans le mois de destination. Les résultats viennent corroborer la position selon laquelle des données relatives aux résultats

ultérieurs par rapport à la population active peuvent constituer un ajout important et fiable aux données sur les activités actuelles dans le contexte de la mesure de la participation à la population active.

Références

FLINN, C.J., et J.J. HECKMAN (1983). "Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?" *Journal of Labor Economics*, 1, 28-42.

JONES, S.R.G. et W.C. RIDDELL (1998): "Unemployment and Labor Force Attachment: A Multistate Analysis of Nonemployment." In *Labor Statistics Measurement Issues*, J. Haltiwanger, M. Manser et R.Topel, eds., NBER Conference on Research in Income and Wealth Series. Chicago: University of Chicago Press, 123-52.

JONES, S.R.G. AND W.C. RIDDELL (1999): "The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach," *Econometrica*, 67, 147-61.

STATISTIQUE CANADA (1998): *Le point sur la population active: Comparaison entre les marchés du travail du Canada et des États-Unis*. Ottawa: Statistique Canada, Automne, n° 71-005-XPB au catalogue.

TABLEAU 1

Taux moyens de transition, janvier 1997 à avril 1999

Transition vers:	**E**	**C**	**L**	**I**
Transition de:				
Situations de non-emploi:				
C	0.215	0.598	0.060	0.127
	(0.006)	(0.007)	(0.003)	(0.005)
L	0.116	0.222	0.334	0.328
	(0.008)	(0.010)	(0.011)	(0.011)
I	0.031	0.024	0.014	0.931
	(0.011)	(0.000)	(0.001)	(0.001)
Situations de chômage				
MT	0.470	0.421	0.050	0.060
	(0.025)	(0.025)	(0.011)	(0.012)
CE	0.177	0.628	0.062	0.133
	(0.006)	(0.007)	(0.004)	(0.005)
DU	0.706	0.163	0.041	0.091
	(0.037)	(0.029)	(0.016)	(0.023)
Recherce d'emploi selon la méthode de recherce (une méthode ou plus):				
Bureau de placement public	0.186	0.650	0.052	0.111
	(0.012)	(0.015)	(0.007)	(0.010)
A communiqué avec employeurs	0.200	0.597	0.061	0.142
	(0.009)	(0.011)	(0.005)	(0.008)
A communiqué avec des parents	0.192	0.616	0.053	0.139
	(0.015)	(0.018)	(0.008)	(0.013)
A consulté les offres d'emploi	0.174	0.635	0.054	0.137
	(0.010)	(0.013)	(0.006)	(0.009)
A répondu à des offres d'emploi	0.203	0.626	0.047	0.124
	(0.016)	(0.020)	(0.009)	(0.014)
A utilisé une autre méthode	0.218	0.625	0.050	0.107
	(0.022)	(0.025)	(0.011)	(0.016)
Chercheurs d'empoi actifs	0.181	0.628	0.060	0.131
	(0.020)	(0.030)	(0.016)	(0.023)

TABLEAU 1 (suite)

Taux moyens de transition, janvier 1997 à avril 1999

Transition vers:	**E**	**C**	**L**	**I**
Transition de:				
Recherche d'emploi selon la méthode de recherche (une méthode de recherche seulement)				
Bureau de placement public	0.153	0.636	0.077	0.134
	(0.024)	(0.032)	(0.017)	(0.022)
Communiqué avec employeur	0.200	0.553	0.080	0.167
	(0.013)	(0.017)	(0.009)	(0.013)
Communiqué avec parents	0.169	0.595	0.082	0.154
	(0.035)	(0.046)	(0.026)	(0.034)
Consulté les offres d'emploi	0.124	0.628	0.076	0.171
	(0.020)	(0.030)	(0.016)	(0.023)
Répondu offres d'emploi	0.176	0.619	0.067	0.138
	(0.036)	(0.047)	(0.024)	(0.033)
Utilisé autre méthode	0.223	0.587	0.063	0.127
	(0.036)	(0.043)	(0.021)	(0.029)
Aux limites de la population active selon le motif invoqué pour ne pas chercher un emploi				
En attente	0.265	0.271	0.322	0.143
	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.018)
Raisons personnelles	0.086	0.180	0.303	0.432
	(0.010)	(0.014)	(0.017)	(0.018)
Personnes découragées	0.066	0.240	0.426	0.269
	(0.012)	(0.020)	(0.023)	(0.021)
Autres	0.105	0.269	0.308	0.319
	(0.022)	(0.032)	(0.033)	(0.033)
Inactifs:				
CEDE	0.253	0.225	0.052	0.471
	(0.032)	(0.030)	(0.016)	(0.036)
RI	0.030	0.023	0.014	0.933
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)

*Erreur type entre parenthèses

TABLEAU 2

Valeurs de probabilité et ratios de vraisemblance pour les tests RL d'équivalence

Échantillon	Logit multinomiaux					Tests logit binaires		
	L=I C=L			A=P		P=A		
	Valeur p	Ratio de vraisemblance L=I	Ratio de vraisemblance C=L	Valeur p	Ratio de vraisemblance	Valeur p pPE=pAE pPA=pAA	Ratio de vraisemblance pPE=pAE	Ratio de vraisemblance pPA=pAA
0197	0.00	4871.8	1756.4	0.00	64.5	0.00*	23.0	1905.7
0297	0.00	4480.3	1645.3	0.00	40.2	0.00	44.4	1873.0
0397	0.00	4186.3	1608.9	0.00	44.5	0.00	35.1	1704.4
0497	0.00	3935.0	1326.6	0.02	32.9	0.00	80.7	1478.7
0597	0.00	3262.9	1106.8	0.05	28.5	0.00	50.7	1241.4
0697	0.00	3438.0	1298.3	0.00	38.5	0.00	63.1	1211.4
0797	0.00	3092.4	1132.6	0.32	20.2	0.00	27.9	1286.1
0897	0.00	3062.6	1033.8	0.00	45.4	0.00	189.6	1414.6
0997	0.00	3442.7	1365.8	0.00	37.3	0.00	57.6	1364.0
1097	0.00	3723.5	1359.7	0.02	32.3	0.00	38.6	1313.6
1197	0.00	3732.0	1414.0	0.01	34.7	0.00	31.3	1467.3
1297	0.00	4006.1	1396.1	0.01	35.4	0.00	34.7	1445.9
0198	0.00	4104.8	1149.8	0.01	33.6	0.00	63.0	1479.6
0298	0.00	4068.0	1486.9	0.00	68.9	0.00	67.1	1483.2
0398	0.00	3253.1	1298.5	0.23	21.9	0.00	38.7	1390.8
0498	0.00	3292.7	1240.5	0.00	40.3	0.00	27.0	1256.7
0598	0.00	3102.7	1081.3	0.01	36.8	0.00	79.8	1246.5
0698	0.00	**	1047.7	0.00	38.3	0.00	89.2	976.6
0798	0.00	2967.5	995.3	0.00	39.3	0.00	97.9	1176.1
0898	0.00	2943.0	837.6	0.05	28.9	0.00	60.0	1258.1
0998	0.00	3285.3	1000.0	0.00	58.1	0.00	55.9	1152.8
1098	0.00	3508.0	1254.8	0.07	27.6	0.00	42.6	1264.8
1198	0.00	3634.4	1370.4	0.00	37.5	0.00	70.9	1361.3
1298	0.00	3790.1	1250.6	0.00	52.8	0.00	57.7	1373.9
0199	0.00	3851.1	1359.8	0.10	25.8	0.00	51.5	1471.1
0299	0.00	4056.2	1291.5	0.01	34.6	0.00	42.8	1397.3
0399	0.00	3849.4	1360.8	0.14	24.6	0.00	51.9	1284.4
0499	0.00	3231.7	1250.1	0.00	37.9	0.00	50.2	1025.4
degrés de liberté		*27*	*27*		*18*		*9*	*9*

* pPE=pPA est .01

** n'a pas convergé

Figure 1
Taux de transition vers l'emploi

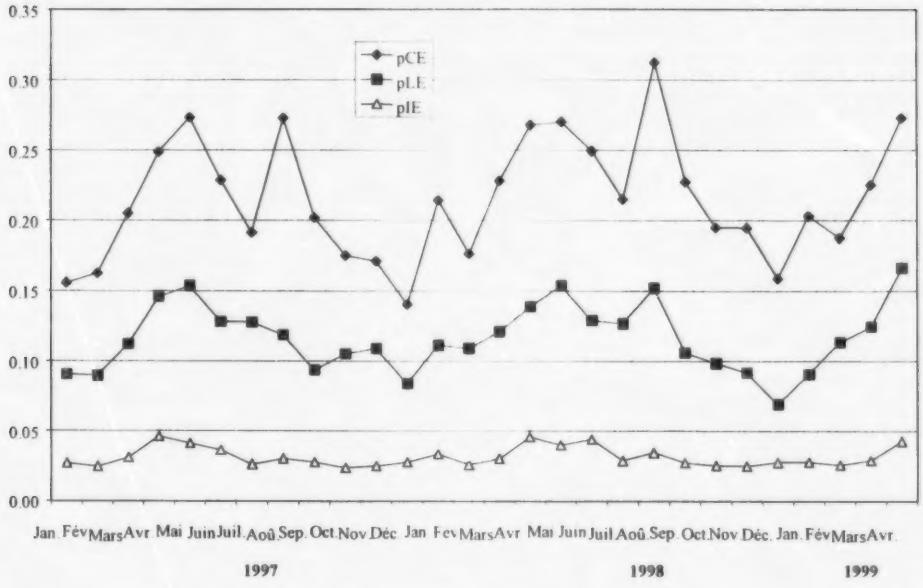


Figure 2
Taux de transition vers le chômage

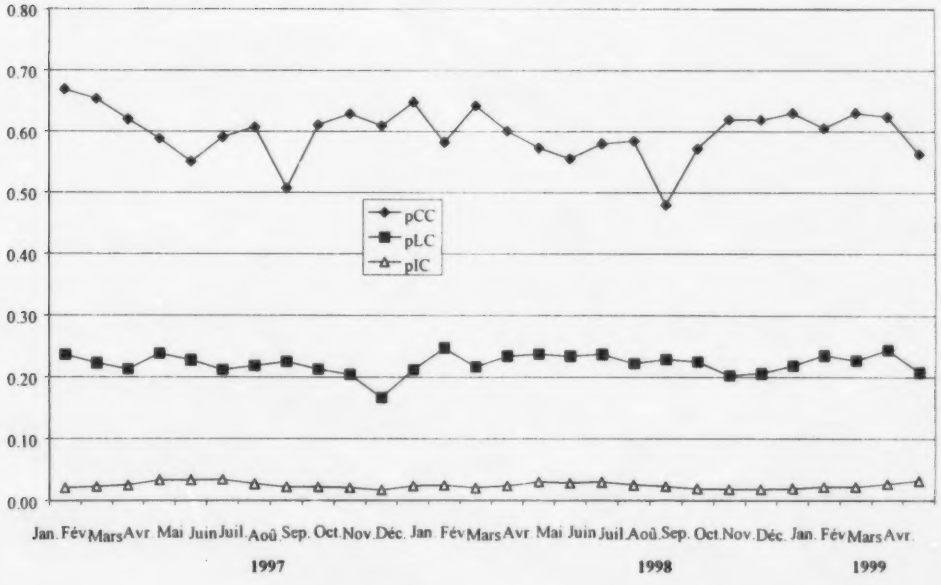


Figure 3
Taux de transition vers « aux limites de la population active »

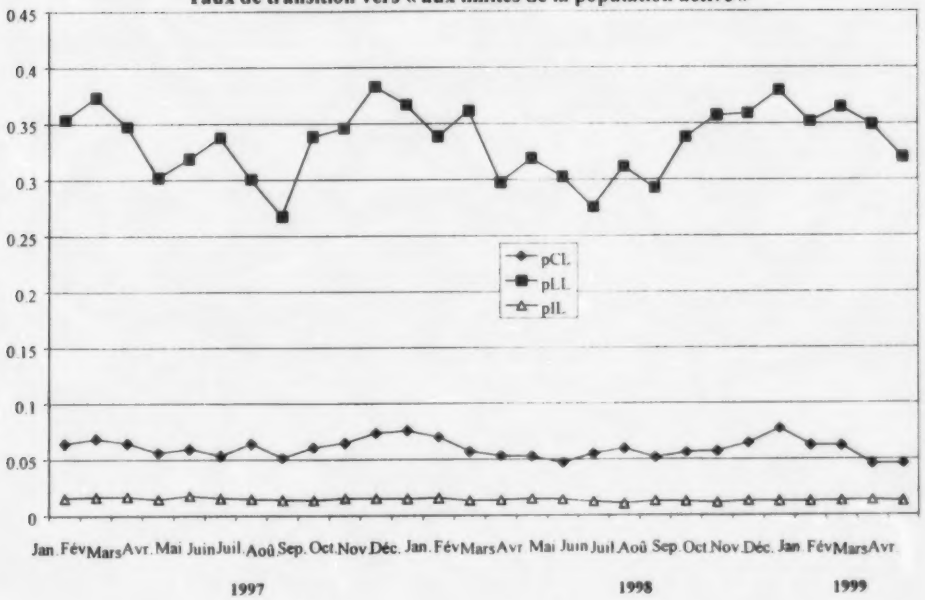


Figure 4
Taux de transition vers l'inactivité

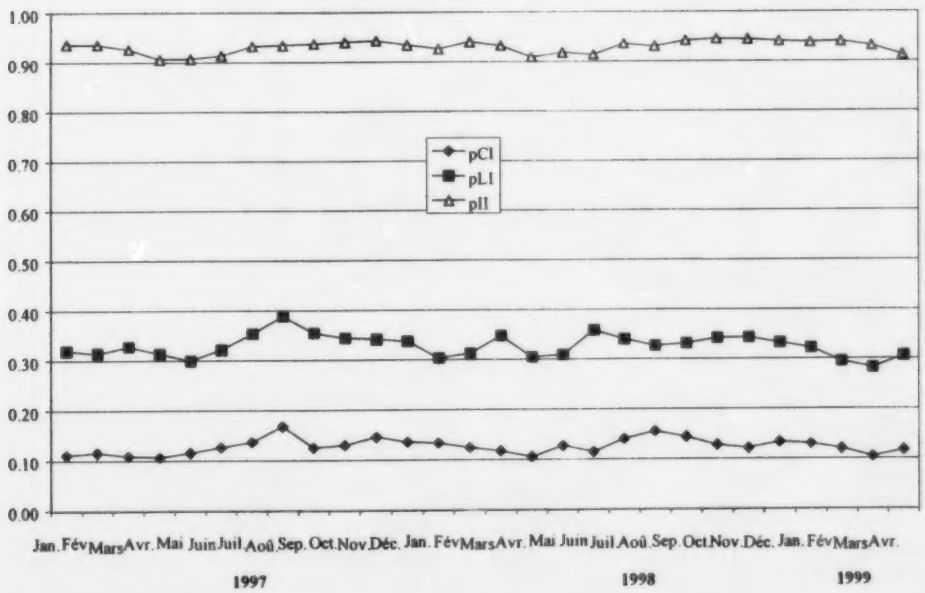


Figure 5
Taux de transition vers l'emploi:
Catégories de chômage

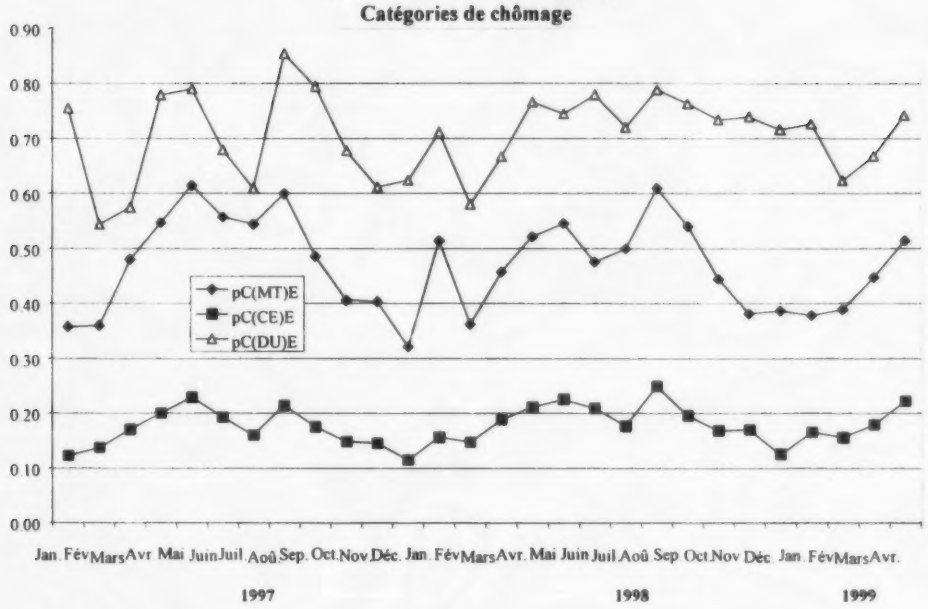


Figure 6
Taux de transition vers le chômage:
Catégories de chômage

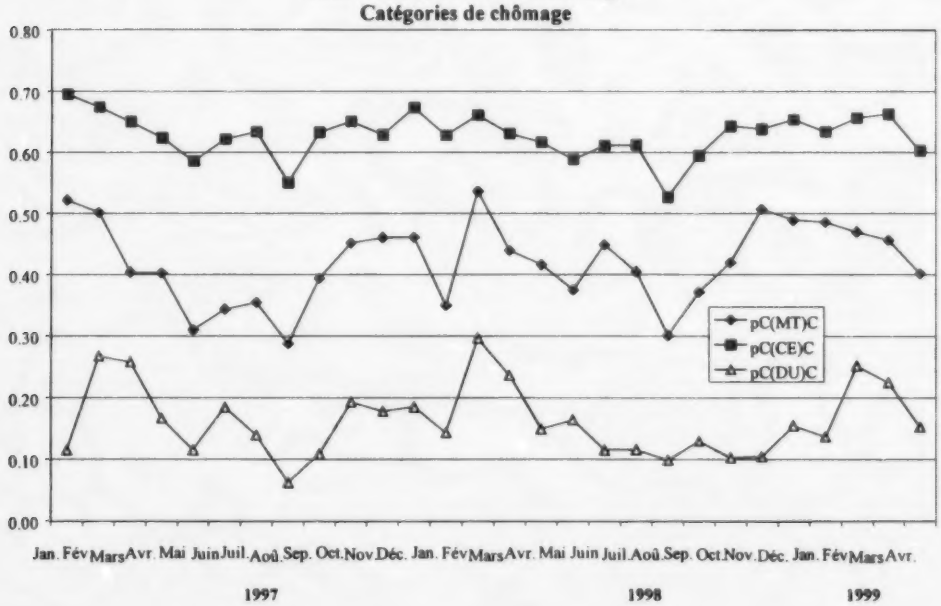


Figure 7
Taux de transition vers « aux limites de la population active »:
Catégories de chômage

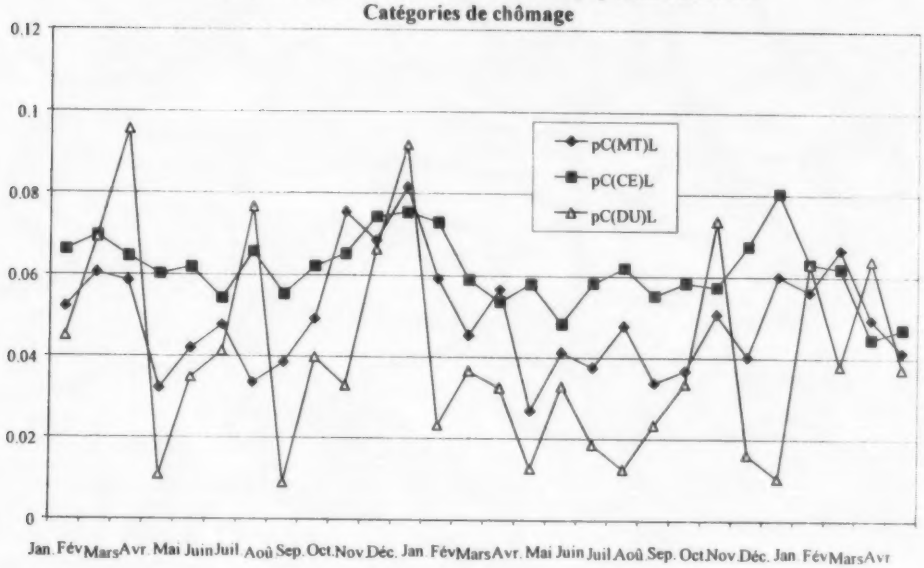


Figure 8
Taux de transition vers l'inactivité:
Catégories de chômage

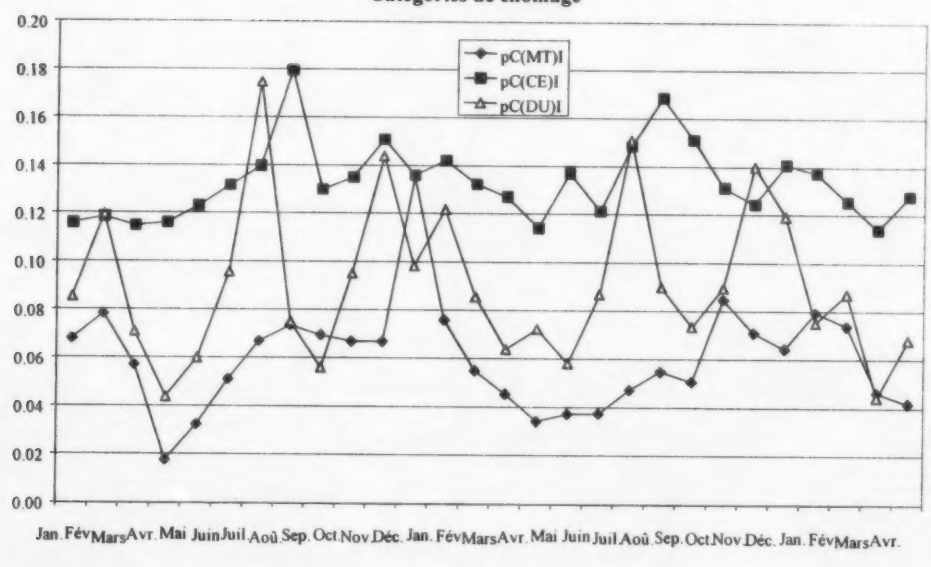


Figure 9
Taux de transition vers l'em ploi:
Catégories de méthodes de recherche d'em ploi

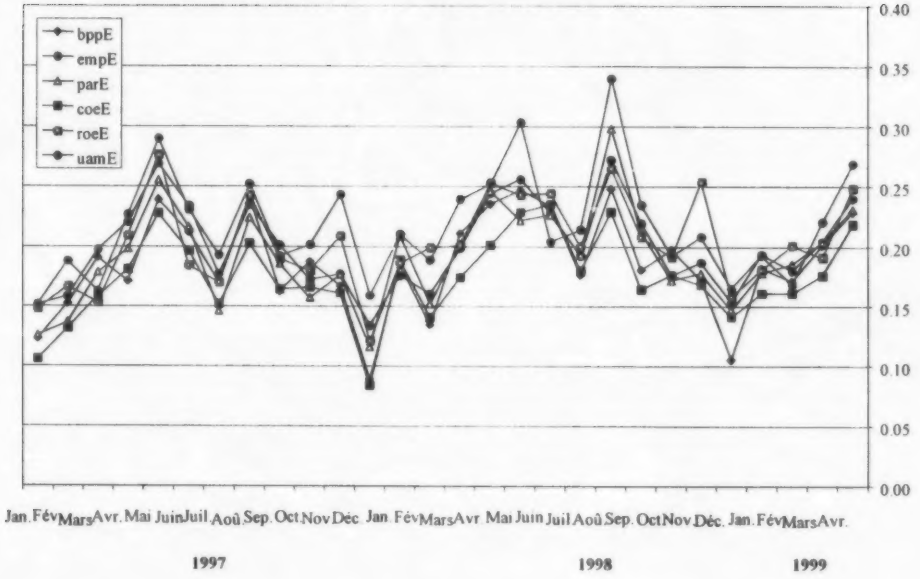


Figure 10
Taux de transition vers le chômage:
Catégories de méthodes de recherche d'emploi

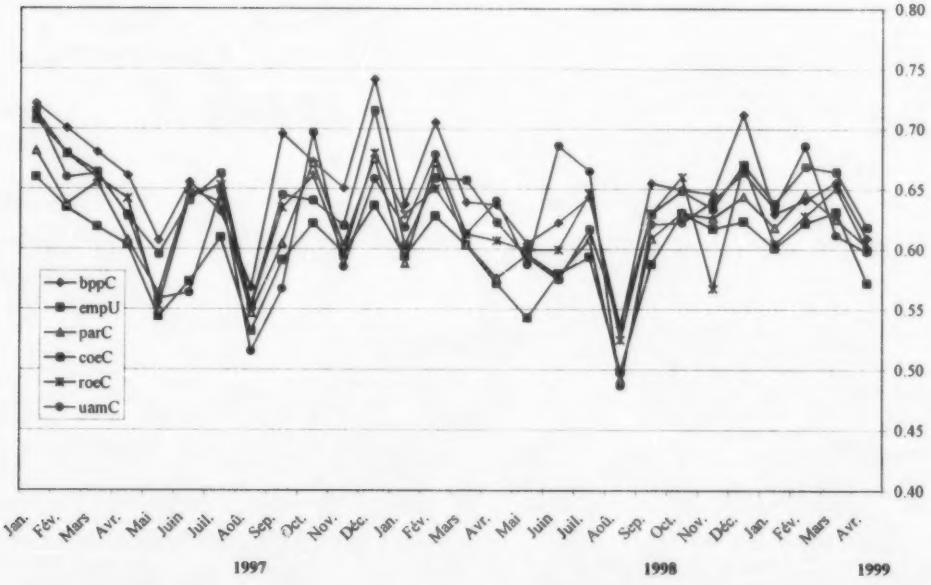


Figure 11
Taux de transition vers « aux limites de la population active »:
Catégories de méthodes de recherche d'emploi

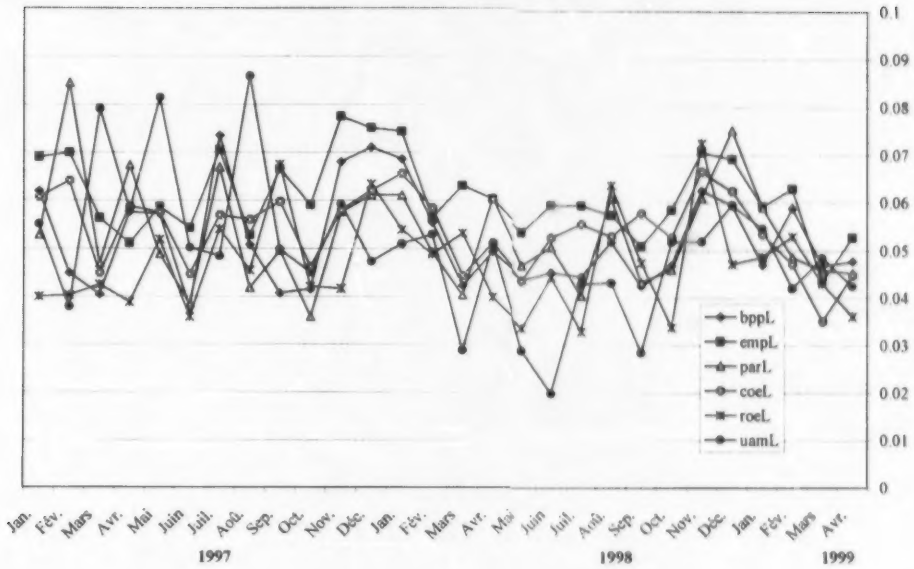


Figure 12
Taux de transition vers l'inactivité:
Catégories de méthodes de recherche d'emploi

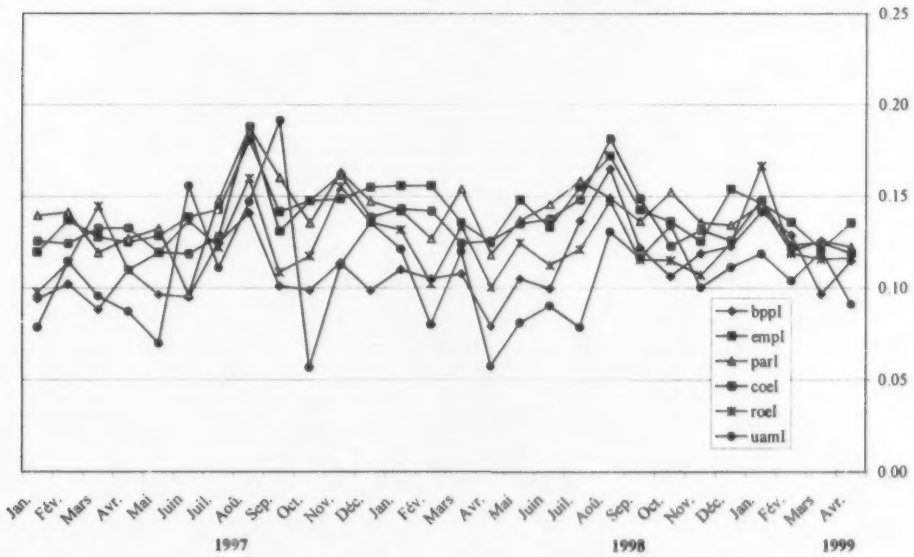


Figure 13
Taux de transition vers l'emploi:
Chercheurs actifs et passifs et personnes aux limites de la population active

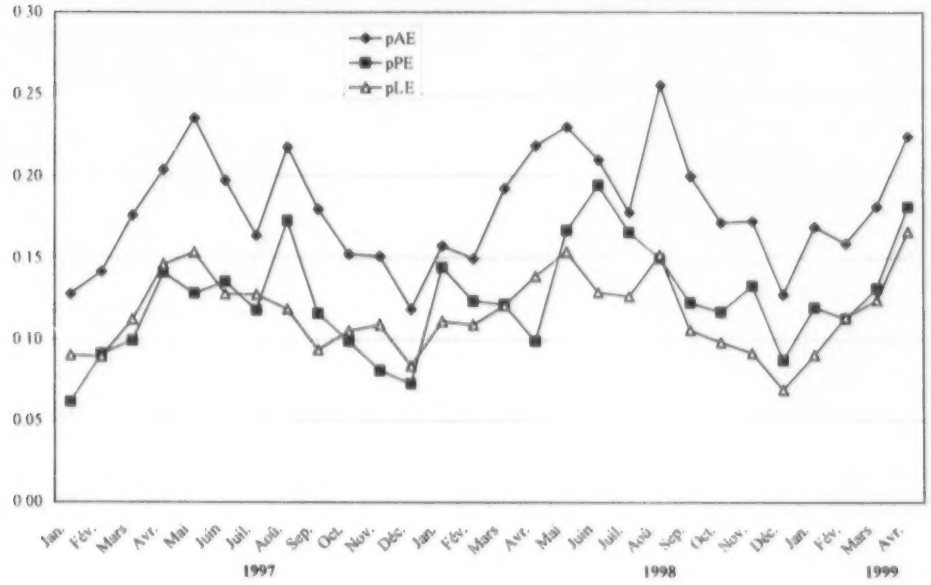


Figure 14
Taux de transition vers le chômage
Chercheurs actifs et passifs et personnes aux limites de la population active

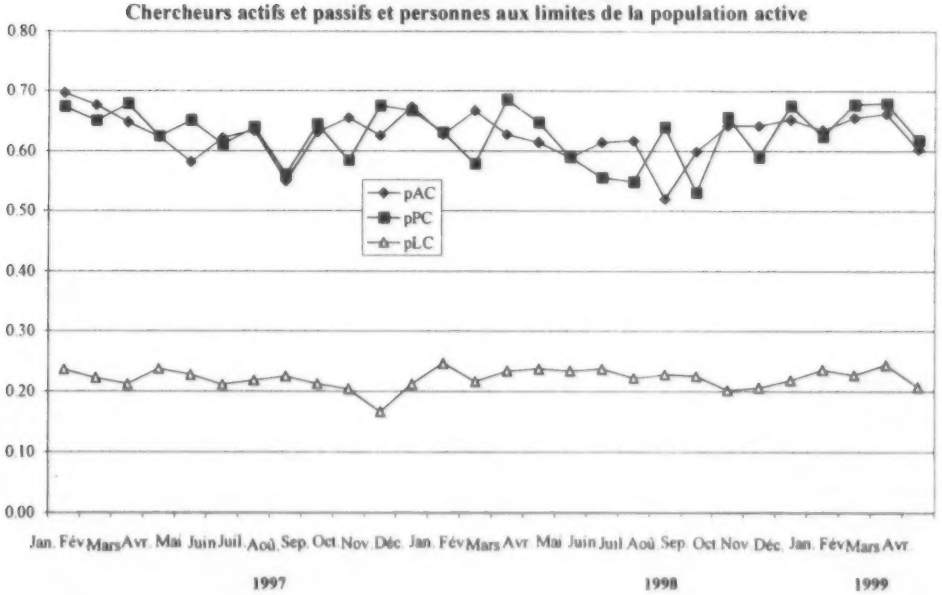


Figure 15
Taux de transition vers « aux limites de la populations active »:
Chercheurs actifs et passifs et personnes aux limites de la population active

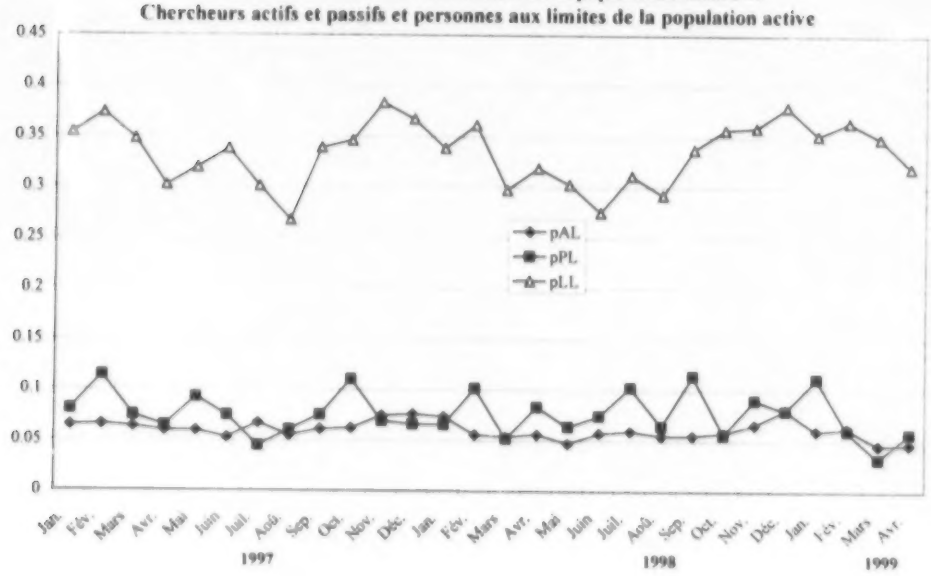


Figure 16
Taux de transition vers l'inactivité:
Chercheurs actifs et passifs et personnes aux limites de la population active

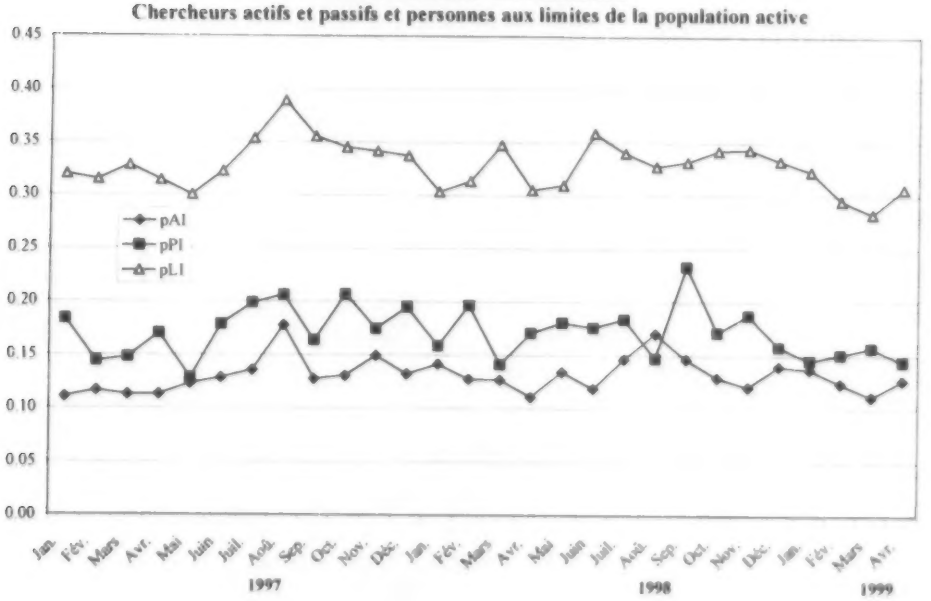


Figure 17
Taux de transition vers l'emploi:
Personnes aux limites de la population active selon le motif invoqué pour ne pas chercher d'emploi

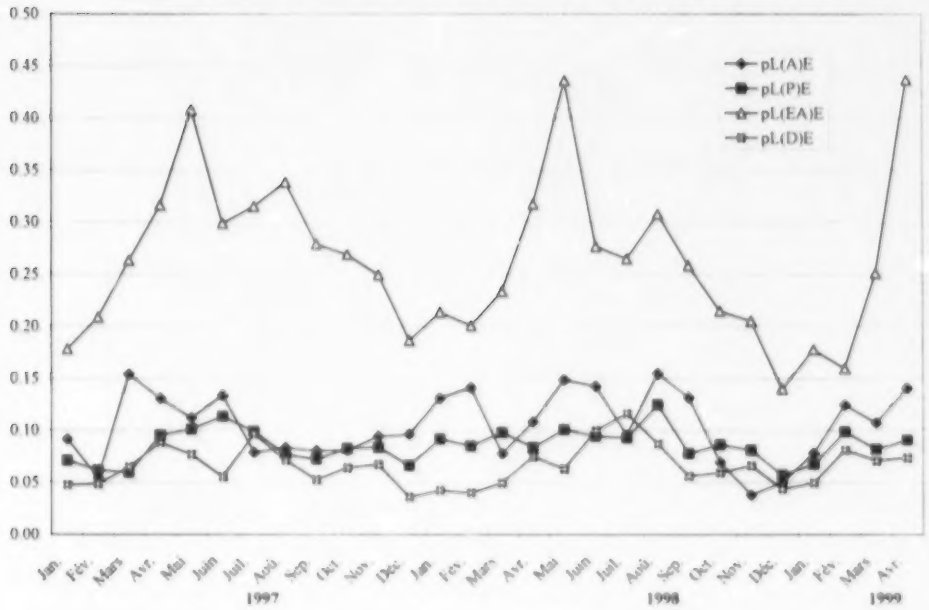


Figure 18
Taux de transition vers le chomâge
Personnes aux limites de la population active selon le motif invoqué pour ne pas chercher d'emploi

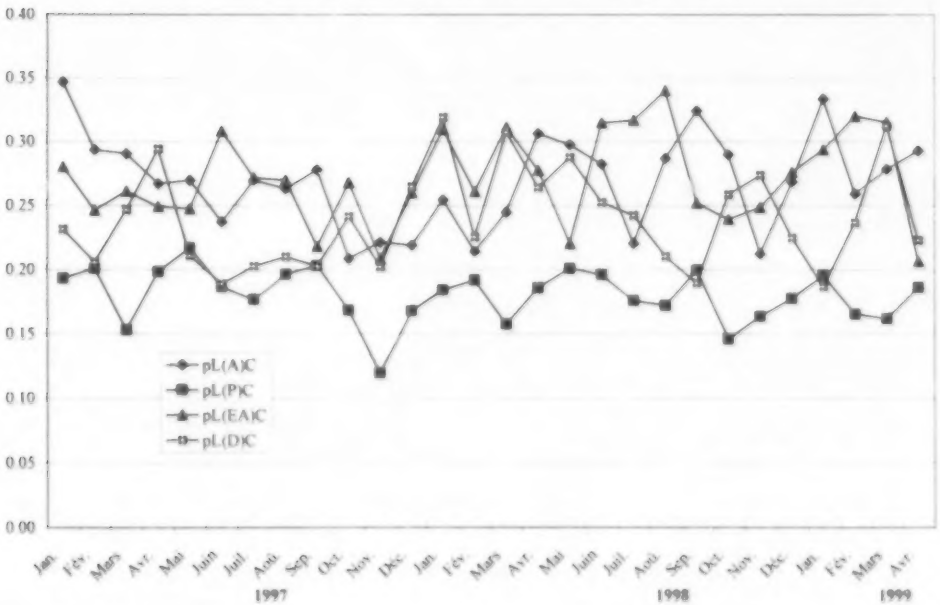


Figure 19
Taux de transition vers « aux limites de la population active »
Personnes aux limites de la population active selon le motif invoqué pour ne pas chercher d'emploi

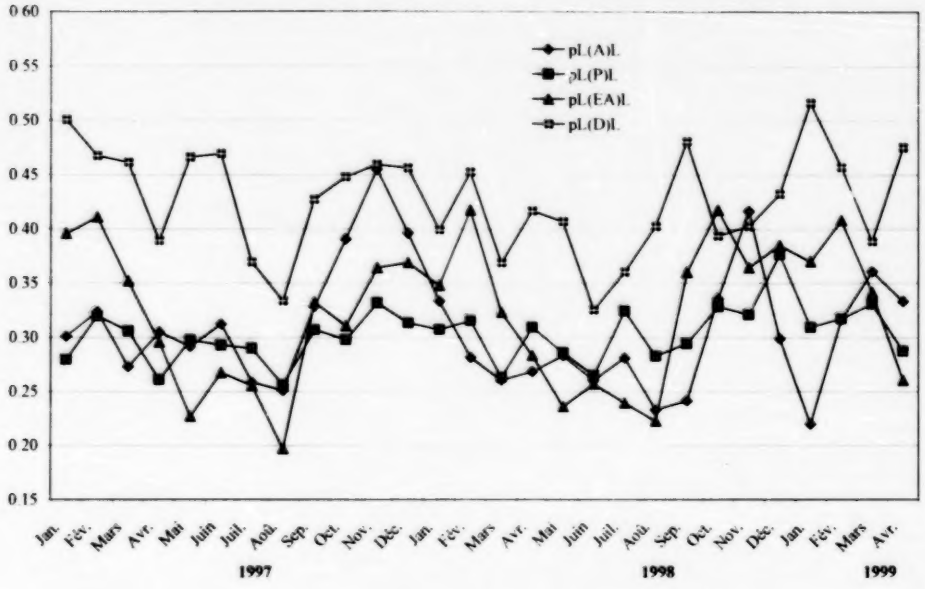


Figure 20
Taux de transition vers l'inactivité
Personnes aux limites de la population active selon le motif invoqué pour ne pas chercher d'emploi

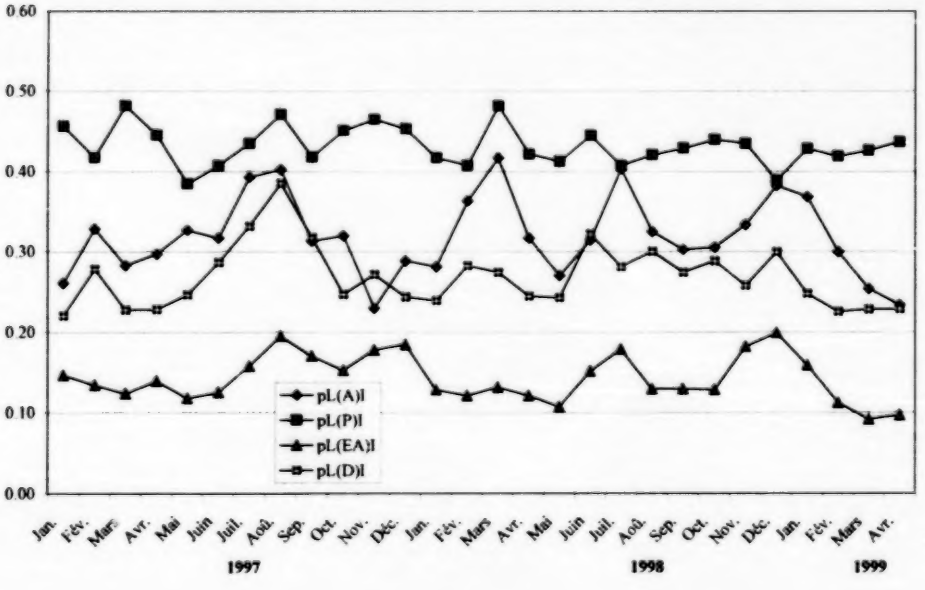


Figure 21
Taux de transition vers l'emploi:
Commenceront un emploi à une date éloignée dans l'avenir, autres inactifs et personnes aux limites de la population active

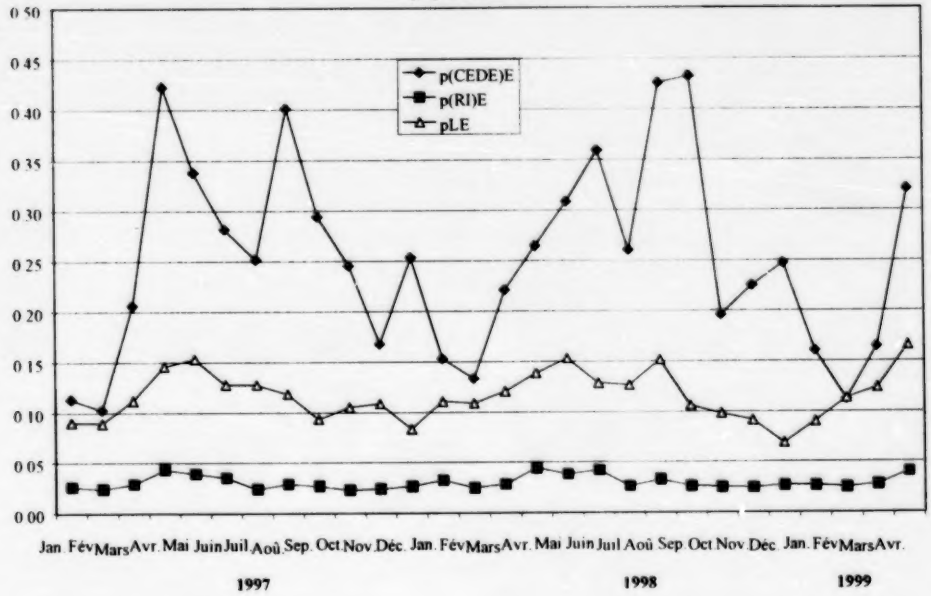


Figure 22
Taux de transition vers le chômage
Commenceront un emploi à une date éloignée dans l'avenir, autres inactifs et personnes aux limites de la population active

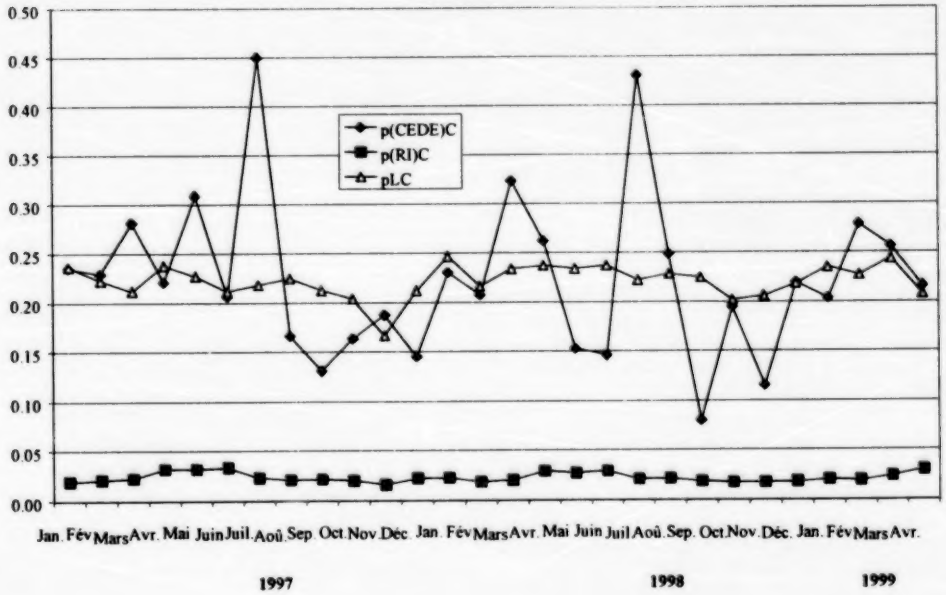


Figure 23
Taux de transition vers « aux limites de la population active »:
Commenceront un emploi à une date éloignée dans l'avenir, autres inactifs et personnes aux limites de la population active

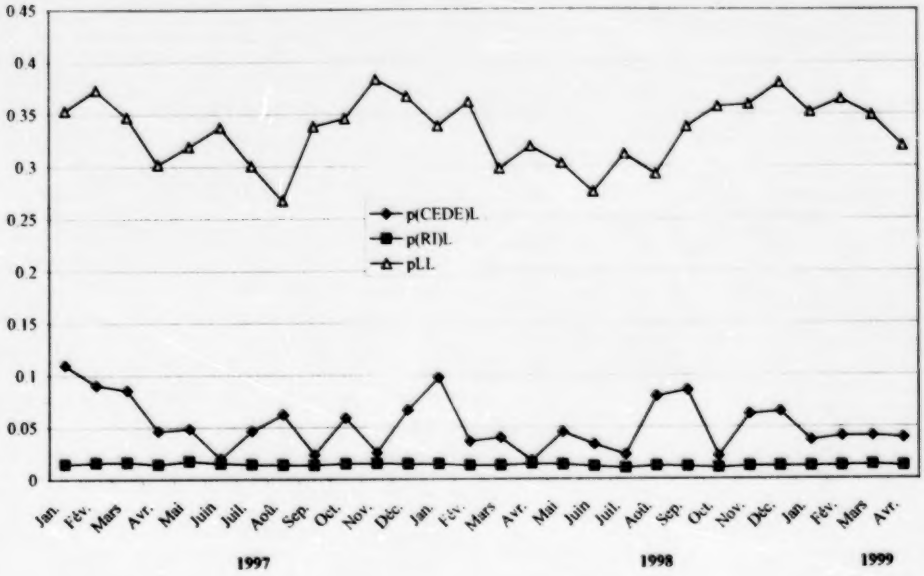
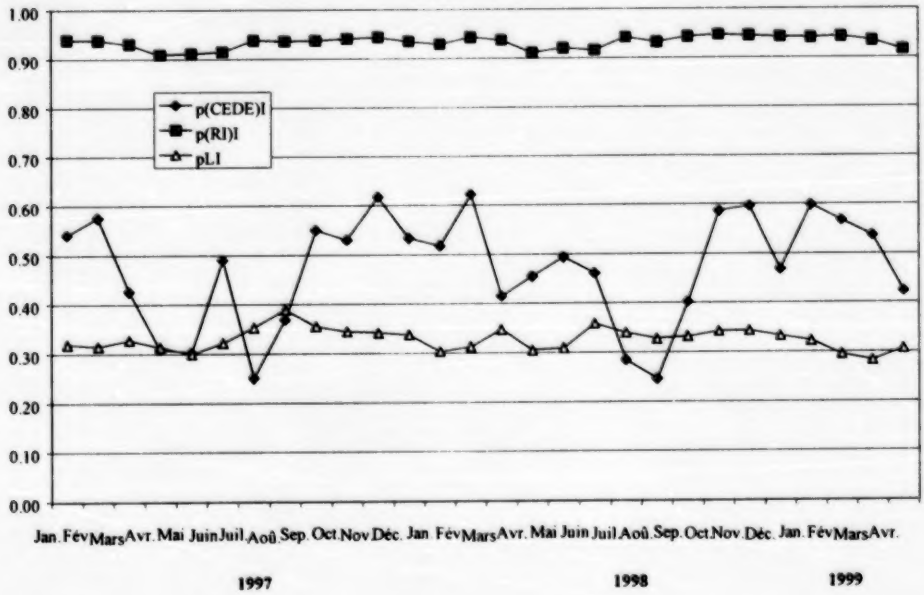



Figure 24
Taux de transition vers l'inactivité:
Commenceront un emploi à une date éloignée dans l'avenir, autres inactifs et personnes aux limites de la population active